

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉTUDE SUR LES MARCHÉS MONDIAUX ET LA DIVERSIFICATION
INTERNATIONALE PAR L'APPROCHE INDICIELLE

THÈSE
PRÉSENTÉE
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DU DOCTORAT EN ADMINISTRATION

PAR
RACHID GHILAL

JANVIER 2013

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de cette thèse se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier chaleureusement toutes les personnes qui, de près ou de loin, ont contribué à la concrétisation de cette thèse de doctorat et qui n'aurait pu être menée à terme sans leurs précieuses aide et contribution. J'aimerais particulièrement remercier ma directrice, Madame Bouchra M'Zali, pour son encadrement, ses précieux conseils, sa rigueur scientifique, ses qualités humaines, son encouragement, son écoute et son inestimable support sur tous les plans et tout au long de mon parcours doctoral. J'ai appris énormément à vos côtés et je vous adresse toute ma gratitude et ma profonde reconnaissance.

Je tiens également à exprimer mes sincères remerciements aux membres de mon comité de thèse pour avoir accepté de participer à la codirection et l'évaluation de ma thèse. Merci Messieurs Pascal Lang, Hugues Boisvert, Ahmed Naciri et Jean-Jacques Lilti. Vos judicieux commentaires et suggestions permettront d'améliorer la qualité de ce travail de recherche.

Je tiens enfin à exprimer mes remerciements à tous mes proches que j'ai eus la chance d'avoir à mes côtés, qui m'ont soutenu tout au long de ces années de travail et à qui je dédie cette thèse de doctorat.

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|------|
| LISTE DES TABLEAUX..... | v |
| LISTE DES FIGURES..... | vii |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES..... | viii |
| RÉSUMÉ | ix |
| INTRODUCTION GÉNÉRALE..... | 1 |
| CHAPITRE I | |
| ARTICLE I | 7 |
| LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR LES FONDS NÉGOCIÉS EN BOURSE: NOUVELLES ÉVIDENCES | 9 |
| Résumé..... | 9 |
| 1.1. Introduction..... | 10 |
| 1.2. Background et Revue de littérature | 14 |
| 1.2.1. Comparaisons entre les FNB et les fonds classiques | 15 |
| 1.2.2. Les fonds classiques, les FNB et la VAN..... | 18 |
| 1.2.3. Les FNB et l'erreur de suivi | 20 |
| 1.2.4. Revue de littérature..... | 23 |
| 1.3. Les FNB comme instruments de diversification internationale du risque..... | 28 |
| 1.3.1. Modèles d'évaluation à facteurs | 29 |
| 1.3.2. Données..... | 32 |
| 1.3.3. La diversification internationale par les multinationales | 33 |
| 1.3.4. Description de l'iShares S&P global 100..... | 36 |
| 1.3.5. La diversification internationale par pays..... | 40 |
| 1.3.6. La diversification internationale par les secteurs industriels | 46 |
| 1.4. Conclusion | 51 |
| RÉFÉRENCES..... | 52 |
| CHAPITRE II | |
| ARTICLE II | 59 |
| LES STRATÉGIES DE DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR PAYS, PAR SECTEURS ET PAR RÉGIONS, SONT-ELLES ÉQUIVALENTES?..... | 61 |
| Résumé..... | 61 |
| 2.1. Introduction..... | 62 |

| | |
|--|-----|
| 2.2. Revue de littérature | 66 |
| 2.3. Données et statistiques descriptives | 73 |
| 2.4. Méthodologie et résultats empiriques | 79 |
| 2.4.1. Le test du Mean-variance-spanning | 79 |
| 2.4.2. Test de la cointégration multivarié | 93 |
| 2.5. Conclusion | 98 |
| RÉFÉRENCES | 99 |
| ANNEXE 2.1 | |
| ÉVOLUTION DE LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE GÉOGRAPHIQUE ET | |
| SECTORIELLE | 104 |
| CHAPITRE III | |
| ARTICLE III | 108 |
| LA CRISE FINANCIÈRE ET SON IMPACT SUR LES CO-MOUVEMENTS DES | |
| MARCHÉS FINANCIERS : ÉVIDENCES PAR LES FONDS NÉGOCIÉS EN BOURSE | 110 |
| Résumé | 110 |
| 3.1. Introduction | 111 |
| 3.2. Revue de littérature | 114 |
| 3.2.1. Les Co-mouvements des marchés, les crises financières et la diversification | |
| internationale | 114 |
| 3.2.2. Les Fonds Négociés en Bourse et la Diversification Internationale | 120 |
| 3.3. Données | 123 |
| 3.4. Méthodologie | 124 |
| 3.4.1. L'analyse des corrélations : contagion ou interdépendance? | 124 |
| 3.4.2. L'Analyse par les corrélations dynamiques GARCH (DDC-GARCH) | 125 |
| 3.4.3. L'Analyse de la Cointégration | 127 |
| 3.4.4. L'Analyse par la Valeur à Risque | 130 |
| 3.5. Résultats Empiriques | 131 |
| 3.6. Conclusion | 137 |
| RÉFÉRENCES | 140 |
| ANNEXE 3.1 | |
| LES CALCULS DE LA COINTÉGRATION ENTRE LE MARCHÉ AMÉRICAIN ET LES 21 | |
| PAYS DÉVELOPPÉS ET ÉMERGENTS POUR LES PÉRIODES «AVANT LA CRISE», | |
| «APRÈS LA CRISE» ET POUR TOUTE LA PÉRIODE | 147 |
| CONCLUSION | 160 |
| RÉFÉRENCES | 165 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|--|------|
| 1.1 Comparaison des FNB avec les fonds de placement classiques | 18 |
| 1.2 Statistiques sur l'indice global S&P 100 | 38 |
| 1.3 Concentration sectorielle de l'indice S&P100..... | 38 |
| 1.4 Les coefficients de corrélation | 39 |
| 1.5 Autres statistiques | 39 |
| 1.6 l'iShares global 100 des multinationales et l'exposition au marché américain | 40 |
| 1.7 Liste d'iShares pays admissibles | 42 |
| 1.8 Statistiques sur les iShares pays et leurs indices sous-jacents | 43 |
| 1.9 Corrélations entre les iShares pays, leurs indices sous-jacents et le marché américain | 44 |
| 1.10 Les iShares pays et leur exposition au marché américain | 45 |
| 1.11 Résumé des modèles de l'exposition des iShares pays au marché américain | 46 |
| 1.12 Les indices S&P des secteurs globaux et leur répartition géographique | 47 |
| 1.13 Statistiques descriptives des secteurs mondiaux | 48 |
| 1.14 Corrélations entre les secteurs mondiaux et le marché américain | 48 |
| 1.15 Les iShares des secteurs mondiaux et leur exposition au marché américain | 50 |
| 1.16 Résumé des modèles de l'exposition des iShares sectoriels au marché américain..... | 50 |
| 2.1 Statistiques descriptives pour les indices des pays développés | 76 |
| 2.2 Statistiques descriptives pour les indices des pays émergents..... | 77 |
| 2.3 Statistiques descriptives pour les indices des secteurs industriels | 78 |
| 2.4 Statistiques descriptives pour les indices des régions..... | 79 |
| 2.5 Tests du mean-variance-spanning pour les pays développés..... | 87 |
| 2.6 Tests du mean-variance-spanning pour les pays émergents | 89 |
| 2.7 Tests du mean-variance-spanning pour les secteurs mondiaux | 90 |
| 2.8 Tests du mean-variance-spanning pour les régions | 91 |
| 2.9 Tests du mean-variance-spanning pour les trois stratégies..... | 92 |
| 2.10 Test de la trace pour trois périodes et trois modèles différents | 95 |
| 2.11 Test de la valeur propre maximale pour trois périodes et trois modèles différents | 96 |

| | | |
|-----|--|-----|
| 3.1 | Test de la significativité de l'augmentation de la corrélation après la crise | 132 |
| 3.2 | Synthèse de l'intensité statistique de la cointégration et la corrélation inconditionnelle dans les pays développés. | 135 |
| 3.3 | Synthèse de l'intensité statistique de la cointégration et la corrélation conditionnelle dans les pays émergents..... | 136 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | Page |
|--|------|
| 2.1 La mesure de la statistique trace standardisée de la relation de cointégration entre les trois stratégies | 97 |
| 3.1 La corrélation dynamique GARCH entre le marché américain et d'autres marchés développés et émergents avant et après la crise financière..... | 133 |
| 3.2 La VaR des portefeuilles composés du marché américain et de tous les autres pays développés et émergents avant et après la crise financière..... | 137 |

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

| | |
|-------|---|
| ADR | American Depositary Receipt |
| BGI | Barclays Global Investors |
| CDC | Corrélations Dynamiques Conditionnelles |
| ECM | Modèle à Correction d'Erreur |
| ETF | Exchange Traded Funds |
| FNB | Fonds Négociés en Bourse |
| GARCH | Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity |
| GMM | Generalized Method of Moments |
| MSCI | Morgan Stanley Capital International |
| RFG | Ratio des Frais de Gestion |
| S&P | Standard and Poor's |
| SPDR | Fonds négocié en bourse représentant le S&P500 |
| VAN | Valeur Actuelle Nette |
| VAR | Vector AutoRegressive |
| VaR | Valeur à Risque ou Value at Risk |
| WEBS | World Equity Benchmark Securities, SPDR |

RÉSUMÉ

Cette recherche est consacrée à l'étude des co-mouvements des marchés financiers et les stratégies de diversification internationale en se servant de l'approche indicielle, précisément en utilisant les fonds négociés en bourse et les indices investissables. L'objectif de notre premier essai est de présenter une étude exhaustive sur les fonds négociés en bourse dans un premier lieu, ensuite d'étudier les iShares, selon trois stratégies de diversification internationale différentes : par les pays, par les secteurs et par les multinationales. En utilisant deux modèles à facteurs avec des orthogonalisations différentes dans le but d'isoler l'exposition respective au marché américain et à l'indice sous-jacent, nous avons constaté que les rendements des iShares pays et des multinationales sont fortement influencés par le marché américain. Cependant, pour les iShares des secteurs globaux, quand l'effet du facteur de risque du marché américain est isolé par orthogonalisation, leurs variations sont principalement expliquées par leurs indices sous-jacents. Ce résultat démontre la dominance des secteurs par rapport aux pays comme stratégie de diversification internationale.

Dans le deuxième essai, nous étudions l'équivalence de trois stratégies d'investissement internationale : par pays, par secteurs industriels et par régions géographiques en nous servant cette fois-ci des indices investissables. Pour ce faire, nous avons adopté deux approches méthodologiques différentes. La première est celle du «mean variance spanning » et la deuxième consiste en un test de cointégration multivarié proposé par Johansen (1988) et développé par Johansen et Juselius (1990). Nous avons constaté que les trois stratégies de diversification internationale par pays, par secteurs et par régions sont des stratégies indépendantes et efficaces particulièrement à partir des années 2000 où la stratégie par régions a gagné en efficacité quant à la diversification internationale. Toutefois, pendant cette même période, les deux autres stratégies par pays et par secteurs ont perdu du terrain. La cointégration a montré qu'il n'existe aucune relation linéaire à long terme entre ces trois stratégies, ce qui est cohérent avec les résultats du mean-variance spanning.

Finalement, dans le dernier essai, notre objectif est d'utiliser les FNB pour examiner l'importance de l'interdépendance à long et à court termes entre les États-Unis et 21 autres pays développés et émergents et son impact sur la diversification internationale et ce, suite à la crise financière des *subprimes*. Nos résultats montrent que les interdépendances à court terme, mesurées par les corrélations dynamiques et la VaR, entre le marché américain et les autres marchés financiers sous étude, ont significativement augmenté de sorte que les bénéfices de la diversification internationale à court terme diminuent considérablement. Par contre, l'analyse de la contagion et de la cointégration démontre que malgré l'ampleur de la crise financière, la diversification internationale reste pertinente à long terme.

Mots Clés : Fonds négociés en bourse, stratégies de diversification internationale, indices boursiers investissables, crise financière, corrélations dynamiques, cointégration.

Keywords : Exchange traded funds, international diversification strategies, investable indices, financial crisis, dynamic correlations, cointegration.

INTRODUCTION GÉNÉRALE

La présente étude se situe dans le prolongement de la recherche scientifique en ce qui a trait à la dynamique des liens entre les marchés des capitaux mondiaux et à l'impact de la diversification internationale sur la performance d'un portefeuille bien diversifié localement. Nous abordons ces deux problématiques par une approche indicielle et nous concentrons notre recherche sur des valeurs mobilières non traditionnelles, nouvellement disponibles aux investisseurs et qui représentent des capitaux étrangers ou des stratégies d'investissement international, précisément les fonds négociés en bourse. Nous nous situons également du point de vue du marché américain.

Bien que les stratégies de diversification internationale de portefeuilles aient été largement étudiées depuis les travaux pionniers de Grubel (1968) et Solnik (1974), les avantages de la diversification internationale des portefeuilles continuent d'être un sujet controversé. En effet, dans la littérature financière, plusieurs questions n'ont pas eu de réponses ou avaient des réponses évolutives ou même contradictoires. Parmi ces questions : les marchés boursiers internationaux sont-ils entièrement segmentés ou partiellement intégrés? Est-il toujours utile de diversifier les portefeuilles au niveau international? Faut-il diversifier directement dans les marchés étrangers pour réaliser des gains significatifs? Les avantages potentiels de la diversification internationale varient-ils au fil du temps? Faut-il diversifier par pays ou par industries? Y a-t-il des moyens alternatifs plus efficaces pour réduire le risque d'un portefeuille d'investissement? Comment les marchés de capitaux mondiaux se comportent en temps de crises? Dans cette étude, notre objectif est d'utiliser l'approche indicielle pour répondre à ces questions.

Notre choix de l'approche indicielle, notamment les fonds négociés en bourse (FNB) et les indices investissables, est motivé par plusieurs raisons. D'abord, les FNB internationaux sont des instruments nouvellement introduits aux marchés boursiers et dont on connaît peu de choses. En fait, durant la dernière décennie, l'investissement passif dans des portefeuilles indiciels a connu une grande croissance. Cela est essentiellement dû à la forte performance

qu'ont connue les indices boursiers avant la crise financière de 2007, notamment l'indice S&P 500, et aussi en raison de l'accès de plus en plus facile, en particulier par les investisseurs américains, à une large gamme de portefeuilles indiciels bien diversifiés et à des coûts raisonnables. La décennie a été également marquée par des progrès technologiques énormes et par l'intégration croissante des marchés financiers mondiaux suite aux mesures de libéralisation et aux réformes économiques orientées vers l'économie du marché. Ces réformes ont été activement poursuivies aussi bien dans des pays développés qu'émergents. Ces mutations ont offert des occasions d'investissement prometteuses et ont fortement stimulé l'intérêt pour l'investissement international. Étant donné ce double engouement pour l'investissement indiciel et international, il n'est donc pas surprenant que de nouveaux instruments financiers répondant à ces deux tendances soient introduits sur le marché financier, particulièrement les fonds négociés en bourse.

Les fonds négociés en bourse sont conçus pour dépister la performance de certains indices investissables construits par Morgan Stanley Capital International (MSCI) ou par Standard and Poors (S&P) entre autres. Ces fonds fournissent à l'investisseur un portefeuille créé explicitement pour permettre de réaliser une performance comparable à celle d'un benchmark, et qui peut être facilement transigé en bourse. Les fonds négociés en bourse combinent ainsi les avantages de diversification qu'offrent un fonds indiciel classique et la flexibilité de transaction des actions ordinaires.

Deuxièmement, les fonds négociés en bourse ont récemment émergé comme alternative populaire à leurs rivaux : les fonds communs de placement et les ADRs, pour la diversification internationale. En effet, la diversification internationale peut être accomplie par l'investissement direct dans un pays étranger ou indirectement par l'utilisation de certains véhicules financiers tels que les multinationales, les fonds communs de placement internationaux, les certificats américains des titres étrangers (ADRs), ou encore les fonds transigés en bourse¹.

¹ En anglais, Exchange traded funds : ETFs.

L'approche directe consiste à acheter des titres directement dans des pays étrangers. Cependant, l'achat de parts qui se négocient dans des marchés boursiers extérieurs peut s'avérer compliquer et coûteux. Par contre, la stratégie de l'investissement indirect permet à l'investisseur de s'exposer aux marchés étrangers, qui pourraient être difficilement accessibles d'une manière directe et ce, tout en restant à domicile. Les titres étrangers qui ont une exposition limitée aux agrégats du marché local (américain) offrent aux investisseurs une diversification internationale plus efficace. L'approche d'investissement international indirect consiste à acheter des titres localement transigés et qui représentent des actifs étrangers tels que les multinationales, les fonds communs de placement les ADRs ou les FNB.

Cependant, à la différence des fonds communs de placement à capital fixe ou variable, qui fournissent en général l'exposition à un panier de pays ou à un pays particulier, les fonds négociés en bourse offrent la possibilité de réaliser toutes les stratégies de la diversification internationale concevables, notamment par les multinationales, par pays, par régions géographiques ou par secteurs industriels. En outre, les fonds négociés en bourse peuvent être transigés exactement comme toute autre action ordinaire.

Notre troisième motivation de l'utilisation des FNB et les indices investissables est que du côté de la recherche académique, la majorité des études qui ont examiné empiriquement la question de l'intégration mondiale, les Co-mouvements des marchés financiers et la diversification internationale, ont utilisé des fonds de placement classiques, des ADRs ou des indices boursiers non investissables, dans leurs analyses. Le problème avec les indices boursiers est qu'ils ne sont pas facilement investissables, et ce à cause des coûts élevés nécessaires pour maintenir des portefeuilles équivalents et aussi en raison des barrières à l'entrée dans un certain nombre de marchés étrangers. Les fonds de placement internationaux quant à eux, posent un certain nombre d'inconvénients d'ordre empirique et leur apport quant à la diversification internationale est incertain.

En fait, un fonds à capital fixe international est une société d'investissement cotée en bourse et investi activement dans les capitaux d'un pays particulier ou d'un ensemble de pays étrangers. Les cours des parts de ces fonds sont déterminés sur le marché secondaire américain, alors que leurs VANs sont déterminées dans les pays d'origine. Cependant, les fonds de placement à

capital fixe se vendent à prime ou à escompte par rapport à leur valeur liquidative. Par contre, les fonds négociés en bourse peuvent être rachetés pour leurs titres sous-jacents ce qui rend les occasions d'arbitrage facilement exécutables et par conséquent les cours des FNB ne divergent pas par rapport à la VAN des parts constitutives. Ainsi, les FNB permettent à un investisseur de répliquer un portefeuille international sans risquer de vendre à escompte. Dans cette perspective, il n'est pas étonnant que les FNB soient rapidement devenus une alternative attrayante pour les investisseurs cherchant l'exposition aux marchés de capitaux internationaux. Déjà en octobre 2004, plus que \$150 milliards ont été déjà investis dans ces produits (indexfunds.com).

Du côté des ADRs, les études récentes soutiennent certains leurs apports à la diversification internationale. Jiang (1998) étudie les gains de diversification et la dynamique d'évaluation des ADRs. Il constate qu'à court terme, les portefeuilles d'ADRs fournissent de meilleurs avantages de diversification que les indices étrangers aussi importants soient-ils. Errunza et al. (1999), utilisent des fonds de pays et des ADRs de pays pour répliquer des indices étrangers. Ils constatent qu'il est possible de bénéficier des effets positifs de la diversification internationale uniquement par le truchement des ADRs. Rappelons que l'ADR² représente le titre d'une entreprise étrangère qui revêt la forme d'actions négociées aux É.-U. Ils sont émis par une banque dépositaire américaine³ et représentent une quantité déterminée d'actions sous-jacentes, qui sont détenues en fiducie dans une banque étrangère (custodian).

Finalement notre dernière motivation est que les FNB sont exposés en permanence aux aléas de l'ensemble du marché et sont facilement transigeables, cela les rend plus accessibles aux investisseurs quelque soit leur niveau de sophistication. Du point de vue technique, les séries des prix des FNB sont exemptes d'un certain nombre de problèmes spécifiques aux fonds internationaux tels que la non synchronisation, les fluctuations des taux de change et les restrictions de transaction.

² ADR : American Depositary Receipt ou certificat de dépôt américain.

³ New York Bank ou JP Morgan.

Dès lors, les FNB semblent être plus appropriés pour étudier les différentes interactions entre les marchés mondiaux et les aboutissements éventuels de la diversification internationale. Ils pourraient également être des substituts efficaces aux capitaux étrangers et permettraient ainsi de surmonter une partie du biais domestique. Cependant, bien qu'ils soient attrayants, les FNB pourraient également souffrir de certains biais d'ordre conceptuel, pratique ou empirique.

En effet, dans le cas des FNB, l'investissement ne s'étend pas à tous les titres qui composent l'indice qu'ils traquent, mais plutôt représentent un portefeuille optimisé basé sur ce dernier. Chaque FNB contient un ensemble représentatif des titres dans l'indice investissable sous-jacent. En général, un FNB investit approximativement de 60 % à 95% de ses capitaux dans les titres représentant l'indice⁴. Le reste des capitaux est investi dans différents types de titres financiers, comme ceux du marché monétaire, les contrats à terme sur indices boursiers, les options sur contrats à terme, les swaps, l'encaisse, les devises, etc.

Les titres sont choisis en utilisant une technique d'échantillonnage (portfolio-sampling). Sous cette technique, l'inclusion d'une action dans un FNB est fonction de plusieurs facteurs, notamment, la capitalisation boursière, l'industrie et les données fondamentales de l'entreprise. Les FNB sont pondérés par la capitalisation boursière et leur composition peut être re-balancée de temps à autre pour refléter des changements dans l'indice retracé ou pour mieux aligner sa performance avec celle de l'indice approprié. Un tel re-balancement mène évidemment à des coûts de transaction plus élevés et à d'autres types de coûts, notamment des primes ou des escomptes.

Ainsi, bien que les FNB semblent être appropriés pour étudier les différentes stratégies internationales et les interactions entre les marchés mondiaux, il n'est pas clair s'ils sont des outils de diversification internationale efficaces. Ces instruments peuvent fournir des rendements attrayants pour un investisseur en quête de l'investissement étranger, cependant, ils peuvent sacrifier certains avantages de l'accès direct aux marchés locaux étrangers qu'ils représentent. En effet, bien que les FNB traquent des indices internationaux et pourraient fournir des gains de diversification potentiels, les erreurs de suivi, les coûts de transaction, les

⁴ Ce pourcentage varie selon si le marché est développé ou émergent.

divers frais opérationnels et les limites de l'arbitrage international pourraient faire en sorte que les rendements des FNB dévient de ceux de leurs indices sous-jacents et de ce fait, perdre une partie des bénéfices de la diversification internationale.

En conclusion, notre but dans cette recherche est d'étudier trois problématiques dans le contexte de l'investissement global et les interactions entre les marchés de capitaux et ce, en se servant des fonds négociés en bourse, précisément les iShares, et des indices investissables. Pour ce faire, l'objectif de notre premier essai est de présenter dans un premier lieu une étude générale des fonds négociés en bourse, particulièrement les iShares, et ensuite d'étudier l'efficacité de trois stratégies de diversification internationale, notamment par les multinationales, par pays et par secteurs industriels et ce, en utilisant des FNB et en étudiant leurs expositions respectives au marché américain, qui représente le facteur non fondamental, et à l'indice sous-jacent qui constitue l'effet fondamental. Cette première étude nous permettra d'identifier les facteurs qui influencent les mouvements des FNB internationaux et ensuite déduire leur efficacité quant à la diversification internationale. Dans le deuxième essai, nous étudions l'équivalence de trois stratégies d'investissement international, par pays, par secteurs industriels et par régions géographiques en se servant cette fois-ci des indices investissables. Dans ce deuxième essai, nous continuons le débat sur les stratégies de diversification géographique et industrielle, à laquelle nous rajoutons pour la première fois dans la littérature, la diversification internationale par régions comme stratégie concurrente à part entière. Dans le dernier essai, notre objectif est d'utiliser les FNB pour étudier les Comovements des marchés financiers internationaux avant et après la crise financière des *subprimes* entre le marché américain et 21 autres marchés développés et émergents. Les relations étudiées et qui mettent en évidence les différents types de liens sont des liens à court terme, notamment la contagion et les corrélations dynamiques conditionnelles, des liens à long terme précisément la cointégration, et finalement l'étude de la transmission des valeurs extrêmes.

Finalement, nous concluons cette recherche en rappelant les contributions et les résultats pratiques réalisés dans cette thèse et en précisant les pistes de recherches futures.

CHAPITRE I

ARTICLE I

**LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR LES FONDS NÉGOCIÉS EN
BOURSE : NOUVELLES ÉVIDENCES**

Rachid Ghilal

Candidat en Ph.D.

ESG-UQÀM

Bouchra M'Zali

Département de stratégie, responsabilité sociale et environnementale

ESG-UQÀM

Pascal Lang

Département d'opérations et systèmes de décision

FSA, Université Laval

LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR LES FONDS NÉGOCIÉS EN BOURSE : NOUVELLES ÉVIDENCES

Résumé

En plus d'une présentation exhaustive des caractéristiques des fonds négociés en bourse, ce papier a pour objectif d'étudier les caractéristiques des prix des iShares représentant trois stratégies d'investissement international, par les pays, par les secteurs industriels et par les multinationales. En utilisant deux modèles à facteurs avec différentes orthogonalisations et des données allant de la date de création de chaque iShares jusqu'au 31 décembre 2010, nous étudions les prix des iShares de ces trois stratégies afin de déterminer s'ils sont uniquement déterminés par le facteur fondamental qui est l'indice sous-jacent ou également déterminés par le facteur de risque non fondamental représenté par le marché américain. La compréhension de l'exposition aux risques de l'indice sous-jacent et du marché américain est essentielle non seulement pour identifier les facteurs de risque qui déterminent les prix des iShares, mais également pour étudier l'efficacité de la diversification internationale par les iShares. Nous nous démarquons des quelques études existantes sur le sujet, toutes centrées exclusivement sur l'étude de la diversification géographique par les iShares pays, en élargissant cette question pour intégrer le débat sur deux problématiques de la diversification internationale : la diversification par les multinationales et le choix de la stratégie de diversification optimale par pays ou par industries. Nos résultats indiquent que les iShares des trois stratégies sont fortement liés au marché américain, ce qui réduit leurs avantages comme instruments de diversification internationale. Cependant la stratégie de diversification par secteurs semble plus efficace que les deux stratégies par pays et par les multinationales.

Mots clés : Fonds négociés en bourse, iShares, diversification internationale, stratégies, orthogonalisation

1.1. Introduction

Selon la théorie moderne des marchés financiers, les portefeuilles diversifiés internationalement ont un risque inférieur, pour le même niveau de rendement espéré, par rapport aux portefeuilles purement domestiques. En effet, à l'intérieur d'un même pays, les gains de la diversification sont limités parce que les secteurs industriels, et par conséquent les rendements des capitaux, sont influencés conjointement par les aléas d'un même cycle économique. Les gains de la diversification sont plus importants lorsque les capitaux sont placés dans différents pays dont les cycles économiques sont imparfaitement corrélés. Dans un pays donné, une partie du risque qui est systématique d'un portefeuille localement diversifié, devient non systématique dans le contexte d'un portefeuille internationalement diversifié. Les bénéfices des stratégies de diversification internationale de portefeuilles ont été discutés depuis les travaux pionniers de Grubel (1968) et Solnik (1974).

Cependant, la capacité des investisseurs d'acheter des parts étrangères est contrainte par la segmentation ou l'intégration imparfaite des marchés financiers nationaux. La segmentation des marchés résulte des imperfections des marchés financiers nationaux et cause une différence entre les taux de rendement exigés sur des capitaux comparables dans différents pays et ce, après ajustement au risque de change et au risque politique. Les imperfections qui créent la segmentation des marchés financiers incluent les politiques fiscales, les restrictions sur les devises étrangères, le contrôle et la réglementation qui régissent les marchés financiers, l'asymétrie de l'information et le manque de liquidité dans certains marchés boursiers. Certaines de ces barrières ont été réduites ces dernières années, cependant la perception des investisseurs continue à produire la segmentation (Russell, 1998). Par exemple, les investisseurs aux États-Unis exhibent encore un fort biais domestique en raison de la commodité et la familiarité perçues des valeurs mobilières américaines. En effet les investisseurs qui manquent de connaissance et d'expérience des marchés étrangers préfèrent acheter les titres listés sur les bourses locales. En d'autres termes, les investisseurs individuels et même institutionnels préfèrent détenir des titres domestiques. L'écart entre les parts de la richesse effectivement investies dans les actifs étrangers et les parts optimales

déterminées par la théorie financière internationale constitue ce qui est couramment appelé «biais domestique» ou «préférence nationale»..

Par conséquent, les investisseurs américains accomplissaient traditionnellement leurs objectifs de diversification internationale essentiellement par l'intermédiaire des titres localement disponibles mais qui représentent des actifs étrangers, notamment les actions des multinationales bien diversifiées, les fonds mutuels internationaux ou encore en se servant des ADRs⁵. Comme les investisseurs se préoccupent également des facteurs susceptibles d'offrir le meilleur rendement potentiel et permettent de tirer le maximum des bénéfices de la diversification internationale, ils ont implanté alternativement ou simultanément, selon l'évolution des évidences empiriques, des stratégies de diversification internationale basées sur l'allocation géographique, essentiellement par pays, ou sectorielle.

Cependant, à partir du milieu des années 1990, les investisseurs disposent d'un nouvel outil financier qui permet également d'investir internationalement de manière indirecte. Ce nouveau titre financier est connu actuellement sous le nom d'iShares⁶. L'iShares est le nom donné à la gamme des fonds négociés en bourse de Barclays Global Investors aux É.-U et au Canada⁷. L'introduction des iShares était une réponse naturelle au double engouement pour l'investissement passif et international de ces dernières années. Les iShares sont donc organisés en tant que fonds négociés en bourse et sont conçus pour dépister la performance de certains indices investissables construits par MSCI ou S&P, entre autres. Ces fonds fournissent à l'investisseur un portefeuille créé explicitement pour permettre de réaliser une performance comparable à celle d'un indice référence, et qui peut être facilement transigé en bourse. Les iShares combinent ainsi les avantages de diversification qu'offre un fonds indiciel classique et la flexibilité de transaction des actions ordinaires. Ces instruments sont nouvellement introduits sur les marchés boursiers et on connaît peu de choses à leur égard. Ils ont émergé comme alternative populaire et sérieuse à leurs rivaux: les fonds communs de placement, et ce particulièrement pour la diversification internationale. Cependant, à la différence des fonds communs de placement à capital fixe ou variable, qui fournissent en

⁵ ADRs: American Depositary Receipts

⁶ Autrefois appelé WEB : World Equity Benchmark Share

⁷ Avant avril 2006, l'iUnit était le nom donné aux FNB canadiens par BGI.

général l'exposition à un panier de pays ou à un pays particulier, les iShares offrent la possibilité de réaliser toutes les stratégies de la diversification internationale concevables, notamment par les multinationales, par pays, par régions géographiques ou par secteurs industriels.

Les caractéristiques mentionnées ci-dessus impliquent que les prix des iShares reflètent à la fois le risque de l'indice sous-jacent (pays d'origine, secteur, multinationales) et le risque du pays où ils se transigent, notamment le marché américain. En effet, d'une part, les prix des iShares sont fondamentalement déterminés par les flux monétaires des titres internationaux composant leurs indices sous-jacents et d'autre part, ils sont négociés sur le marché américain et leurs prix peuvent être influencés par le facteur de risque spécifique américain qui constitue la composante non fondamentale du prix des iShares (Zhong et Yang, 2005). Or, une diversification internationale efficace n'est réalisée qu'en investissant dans des actifs étrangers qui ont des expositions limitées aux variations du marché local.

L'objectif principal de ce papier est d'étudier les caractéristiques des prix des iShares représentant trois stratégies d'investissement international, par pays, par secteurs et par multinationales. La question à laquelle nous essayons de répondre est la suivante : est ce que les prix des iShares de ces trois stratégies sont déterminés uniquement par le facteur fondamental qui est l'indice sous-jacent ou également déterminés par le facteur de risque non fondamental représenté par le marché américain? La compréhension de l'exposition aux risques de l'indice sous-jacent et du marché américain est essentielle non seulement pour identifier les facteurs de risque qui déterminent les prix des iShares, mais également pour étudier l'efficacité de la diversification internationale par les iShares selon les trois stratégies. Nous nous démarquons des quelques études existantes sur le sujet, toutes centrées exclusivement sur l'étude de la diversification géographique par les iShares pays, en élargissant cette question pour intégrer le débat sur deux problématiques de la diversification internationale : la diversification par les multinationales et le choix de la stratégie de diversification optimale par pays ou par industries.

En effet, les conclusions des premières études portant sur l'investissement dans des multinationales américaines comme véhicule de diversification internationale montrent que les titres des multinationales dépendent davantage des variations du marché américain et ne constitueraient pas un outil efficace pour la diversification internationale (Jacquillat et Solnik, 1978; Senchack et Beedles, 1980). Par conséquent, bien que les actions des multinationales aient été le premier outil naturel que les investisseurs ont utilisé pour diversifier internationalement leurs portefeuilles, elles sont apparemment dépassées par les autres instruments financiers actuellement disponibles. Cependant, nous n'avons recensé aucune étude portant sur les multinationales étrangères qu'un investisseur américain peut se procurer localement. Des compagnies comme Toshiba, Siemens ou Nestlé sont basées dans des pays étrangers et offrent des produits et services dans presque tous les pays du monde. À l'instar des multinationales américaines, ces compagnies devraient être plus corrélées avec leurs marchés locaux, et donc pourraient offrir un avantage de diversification internationale supérieur. Un investisseur américain pourrait se procurer les titres de ces multinationales, notamment en investissant dans l'iShares qui réplique l'indice S&P100 des 100 plus grandes multinationales dans le monde. Un des objectifs de ce papier est donc de combler ce vide. Nous analyserons ainsi les bénéfices de la diversification internationale par l'investissement indirect dans les multinationales américaines et étrangères en nous servant des FNB.

D'autre part, traditionnellement, les investisseurs diversifient internationalement leurs portefeuilles en suivant une stratégie de diversification géographique ou sectorielle. Les évidences empiriques sur la stratégie optimale à adopter ont varié dans le temps et le débat autour de l'efficacité de chaque stratégie de diversification internationale reste d'actualité. La méthodologie majoritairement utilisée dans ces études était de savoir, par des régressions linéaires, quels facteurs, pays ou secteurs, influencent davantage les variations des rendements des entreprises ou des indices. Cette méthodologie a initialement été proposée par Heston et Rouwenhorst (1994) pour les titres des entreprises et ensuite reprise par Griffin et Karolyi (1998) pour les indices. Notre deuxième objectif dans cette étude, est donc de traiter cette problématique dans le cadre de la gestion de portefeuille en nous servant pour la première fois des fonds négociés en bourse (FNB). Notre but est d'identifier parmi les stratégies par pays ou par secteurs, laquelle est plus efficace pour la diversification

internationale et ce, pour des périodes d'échantillonnages différentes qui commencent à la date d'introduction de chaque iShares et qui se terminent le 31 décembre 2010.

En plus de l'étude des FNB, nous recourons à deux modèles à facteurs qui nous permettront d'évaluer pour chaque fonds iShares, son exposition au risque de l'indice sous-jacent (un pays, un secteur ou les multinationales), soit le facteur fondamental, et son exposition au risque du marché américain, soit le facteur non fondamental. En plus de l'étude du degré d'exposition des iShares de chaque stratégie aux variations de l'indice local américain et des indices sous-jacents, d'autres statistiques seront examinées.

Le reste de ce papier est organisé comme suit. La section 2 présente les fonds négociés en bourse en comparaison avec les fonds de placement classiques. Dans cette même section nous passons en revue les études existantes sur les FNB. Dans la section 3, nous étudions séparément les trois stratégies de diversification internationale proposées. Les conclusions sont présentées à la section 4.

1.2. Background et Revue de littérature

L'objectif de ce papier est d'étudier les trois stratégies de diversification internationale, à savoir par les multinationales, par pays et par secteurs industriels et ce, en utilisant les fonds négociés en bourse. Ces derniers, une alternative sérieuse et intéressante aux fonds communs de placement traditionnels, étant des instruments nouvellement introduits sur les marchés boursiers, nous commençons cette section par les définir et les présenter comparativement aux fonds de placements classiques. Cette comparaison nous permettra de mettre en évidence les avantages et les inconvénients de chaque type de placement. Ensuite, nous discuterons de la notion de la VAN par rapport aux prix observés des FNB comparativement aux fonds classiques. De plus, les FNB étant des fonds indiciels, leur capacité de réplique de leurs indices sous-jacents par rapport aux fonds indiciels classiques est centrale et fera l'objet de la troisième partie de cette section. Dans la dernière partie, nous passons en revue les principales études sur les fonds négociés en bourse dans le cadre de la diversification internationale.

1.2.1. Comparaisons entre les FNB et les fonds classiques

Les fonds négociés en Bourse constituent un nouveau type de fonds indiciels qui reproduisent les compositions et les performances de certains indices boursiers. Un FNB est un produit hybride entre les deux types de fonds communs de placement classiques, les sociétés d'investissement à capital fixe (SICAF ou Closed-end-funds) et les sociétés d'investissement à capital variable (SICAV ou Open-end-funds). Les FNB, les SICAV et les SICAF se ressemblent en ce qu'ils permettent à l'investisseur de posséder une partie d'un portefeuille de titres bien diversifié, géré à temps plein par des gestionnaires de placement professionnels. Toutefois, ces trois types de placement diffèrent grandement sur plusieurs points. Ces différences peuvent avoir un impact considérable sur le coût global d'un investissement et par conséquent, sur son rendement final.

Les SICAV vendent, sur une base continue, des parts sur demande aux épargnants. Il n'y a aucune limite quant au nombre de parts ou d'unités qu'ils peuvent écouler auprès des investisseurs. Lorsqu'un investisseur place de l'argent dans une SICAV, de nouvelles parts sont émises directement à partir du fonds de placement. Les parts d'une SICAV peuvent toujours être rachetées à leur valeur liquidative, moins les frais de sortie s'il y a lieu, et ne sont pas négociées en bourse. Les achats et les ventes de parts se font directement entre l'investisseur et le fonds commun de placement concerné. La valeur d'une SICAV est égale à sa valeur liquidative (VAN) et est déterminée une seule fois, à la fin de la journée.

Les SICAF, quant à elles, vendent un nombre fixe de parts qui sont généralement négociées comme des actions en bourse. Les parts des SICAF ne sont pas rachetables et ont aussi une valeur liquidative, mais, et c'est la caractéristique la plus représentative de ce type de fonds, les parts ne sont pas nécessairement négociées à leur valeur liquidative qui représente la valeur d'actif net. De fait, et pour des raisons plutôt obscures, leur valeur de négociation est fréquemment inférieure à la valeur de l'actif net par part. Dans ce cas, lorsque les parts d'une SICAF sont négociées à escompte, un investisseur peut être en mesure d'acheter un fonds pour un montant inférieur à la somme de ses parties.

À l'instar des fonds indiciels traditionnels, les FNB offrent le double avantage de traquer un indice et de bien diversifier le portefeuille. De plus, les FNB offrent aux investisseurs d'autres avantages qui ne peuvent être obtenus en investissant dans les fonds ouverts ou fermés conventionnels.

D'abord, à la différence des sociétés d'investissement à capital variable, qui se transigent seulement à 16 heures à leur valeur d'actif net (VAN), les FNB sont inscrits en bourse, comme les actions d'une société ouverte. Les investisseurs peuvent facilement acheter et vendre des parts des FNB au moyen d'un compte de courtage. Ils peuvent les négocier en tout temps, pendant les heures d'ouverture de la bourse, en utilisant toutes les stratégies associées aux actions (les ordres au mieux, les ordres à cours limité, les ordres stop, les ventes à découvert et les achats sur marge, par exemple). Il faut toutefois noter que les FNB ne sont pas des actions émises par une société, mais plutôt des parts d'un portefeuille conçu pour reproduire les résultats d'un indice financier.

En second lieu, les FNB sont typiquement reconnus pour leur efficacité supérieure sur le plan fiscal par rapport aux fonds communs de placement. Il n'est pas rare qu'un fonds commun de placement puisse générer des gains en capital considérables, même si sa valeur a baissé. En effet, quand un grand nombre d'investisseurs vendent leurs parts, le gestionnaire du fonds peut se voir obligé de vendre certains titres en portefeuille pour obtenir les liquidités nécessaires. Si cette opération entraîne des gains en capital, ceux-ci sont répartis parmi les investisseurs restants, quel que soit le rendement du fonds. Les FNB, eux, ne fonctionnent pas ainsi. Leurs parts s'achètent et se vendent en bourse, et non auprès d'une société de fonds. Par conséquent, peu importe le nombre d'investisseurs qui décident de vendre leurs parts, cela n'aura aucune incidence fiscale sur l'investisseur. Évidemment, un FNB pourrait procurer des gains en capital, mais pas à la suite des opérations d'un autre investisseur⁸.

Troisièmement, les frais de gestion annuels, aussi appelés « ratio des frais de gestion (RFG) », sont considérablement moins élevés pour les FNB que ceux de la plupart des fonds communs classiques. En effet, dans un fonds commun de placement ordinaire, le gestionnaire achète et vend activement des titres dans l'espoir de battre le marché. Par conséquent, les coûts de

⁸ Source : Morgan Stanley Research (février 2006).

la gestion active sont souvent très élevés et des fois supérieurs à la valeur ajoutée au rendement du fonds. Les FNB, quant à eux, sont, au contraire, gérés passivement dans le but de suivre un indice de référence national ou étranger. Cette gestion passive engendre des coûts moins élevés par rapport aux fonds activement gérés. Évidemment, puisque les parts des FNB sont négociées en bourse, les opérations effectuées donnent lieu à des frais de courtage, mais ceux-ci sont souvent compensés par les frais de gestion moins élevés. Il n'y a aucun frais de rachat à payer lorsque les parts d'un FNB sont vendues en bourse ; seuls les frais de courtage habituels sont exigés. Quand des parts d'un FNB sont retirées directement du fonds, il se peut que des frais d'escompte ou d'autres frais doivent être payés.

Chang et Swales (2003) rapportent que le ratio des frais de gestion (RFG) des iShares MSCI est seulement de 0.87%, alors que le RFG moyen des fonds communs de placement fixes s'élève à 1.59%. Aucun des fonds de placement à capital fixe étudiés n'a eu un meilleur RFG que leurs contreparties des FNB. Les RFG peuvent être aussi faibles que 0.09% par année pour la plupart des FNB liquides. Cela est très favorable sachant que les frais d'un fonds indicial typique peuvent s'élever jusqu'à 0.5% par année, alors que le RFG des fonds actifs peut atteindre 2% (Poterba et Shoven, 2002, Kostovetsky, 2003).

Finalement, le prix des parts des FNB est presque identique au prix des titres sous-jacents en portefeuille, auquel est ajouté le revenu net non distribué. Des différences temporelles entre la valeur liquidative et le cours de clôture peuvent exister, cependant, elles sont temporelles et non significatives (Harper, Madura et Schnusenberg, 2003; Ackert et Tian, 2000; Delcours et Zhong, 2003). La raison sous-jacente est qu'avec un nombre suffisamment important de parts, les FNB peuvent être rachetés pour leurs titres sous-jacents. Ce nombre s'appelle unité de souscription/rachat et il est habituellement de 50000 parts⁹. Cette possibilité de convertir un FNB en ses titres constituants, et vice versa, permet de négocier les FNB à une valeur très proche de leur valeur d'actifs nets. Les fonds de placement à capital fixe (SICAF) émettent un nombre donné de parts qui sont négociées en bourse ou hors cote. Comme ces fonds ne rachètent pas et n'émettent pas des parts de façon régulière après le premier appel public à l'épargne, les investisseurs des fonds commun de placement à capital fixe doivent trouver quelqu'un à qui vendre leurs parts lorsqu'ils souhaitent s'en départir. L'inconvénient majeur

⁹ Ce nombre varie selon les FNBs.

de ces fonds est qu'ils sont souvent négociés à une valeur inférieure à la valeur de leurs actifs nets sous-jacents. Les fonds de placement à capital variable vendent et achètent leurs parts tous les jours au comptant, ce qui lie sans aucun écart le prix des parts de ces fonds à la valeur de l'actif sous-jacent.

Le tableau 1.1 présente un sommaire des différences entre les FNB, les fonds à capital fixe et les fonds à capital variable.

Tableau 1.1 : Comparaison des FNB avec les fonds de placement classiques¹⁰

| Caractéristiques | FNB | Fonds à capital fixe | Fonds à capital variable |
|---|-----------------|----------------------|--------------------------|
| Style de gestion | Passif | Actif | Passif-actif |
| Frais de gestion | Très faibles | Faibles | Modérés à élevés |
| Établissement du prix | Intrajournalier | Intrajournalier | Fin de la journée |
| Restriction de placement dans les titres non liquides | Non | Non | Oui |
| Capacité d'accroissement | Oui | Non | Oui |
| Risque pour prime/escompte | Faible | Élevé | Aucun |
| Avantage fiscal | Élevé | Modéré | Modéré |
| Rachetabilité | Oui | Non | Oui |
| Vente à découvert | Oui | Oui | Non |
| Transparence du portefeuille | Oui | Non | Non |
| Achat sur marge | Oui | Oui | Non |
| Ordre à cours limité | Oui | Oui | Non |

1.2.2. Les fonds classiques, les FNB et la VAN

La question si les prix des actifs financiers reflètent leurs valeurs fondamentales est centrale dans la littérature financière. Keynes (1936) défie l'efficacité et la rationalité des marchés financiers en avançant que les prix observés sont plutôt un résultat de la psychologie de masse qu'un compromis juste entre des investisseurs rationnels. Friedman (1953) soutient que les investisseurs rationnels profitent des erreurs des investisseurs moins rationnels et, à long terme, ramènent les prix à leurs valeurs intrinsèques. Les travaux empiriques de Malkiel (1977), Shiller (1984), De Long et al (1990a, 1990b), Lee, Shleifer et Thaler (1991), Abraham, Elan et Marcus (1993), Pontiff (1997) et Brown (1999) démontrent que dans les marchés financiers la déviation des prix par rapport à leurs valeurs fondamentales persiste

¹⁰ Source : Atkinson H., Green D (2003).

dans le temps. Un des puzzles les plus saisissants qui ont intrigué les praticiens et les académiciens de la finance est l'escompte persistant des fonds communs de placement à capital fixe. Bien que plusieurs explications économiques (par exemple, l'hypothèse du biais de la VAN, les coûts d'agence, la synchronisation d'impôts et de la segmentation des marchés financiers) aient été proposées pour expliquer ce phénomène, aucune ne peut fournir une résolution complètement satisfaisante au puzzle (Dimson et Minio-Paluello, 2002).

Les explications insuffisantes de l'escompte des fonds communs de placement à capital fixe dans un cadre rationnel, déclenchent un nouveau courant de recherche centré sur les hypothèses comportementales. La plus importante de ces hypothèses est celle stipulant que dans le marché, existent des investisseurs mal informés causant un « bruit » autour des prix des actifs financiers.

La plupart des travaux empiriques investiguant l'impact des investisseurs mal informés sur la formation des prix ont été conduits en utilisant les fonds communs de placement à capital fixe (Hardouvelis, La Porta et Wizman, 1994; Bodurtha, Kim et Lee, 1995; Brown, 1999; De Long et al., 1990a; Lee et Hong, 2002; Gemmill et Thomas, 2002). Les sociétés d'investissement à capital fixe ont été le choix parfait pour étudier le mécanisme de la formation des prix dans un cadre comportemental parce que dès leur création, les parts des fonds se transigent sur un marché boursier à un prix déterminé par l'offre et la demande et qui n'est pas nécessairement égal à la valeur d'actif net (VAN). Habituellement, ces fonds se transigent à des primes ou des escomptes fortement volatils et persistants autour de la VAN (Lee et al., 1991; Pontiff, 1997, Brown, 1999, Chandar et Patro, 2000). Les primes et les escomptes observés des sociétés d'investissement à capital fixe ne peuvent être éliminés par le biais de l'arbitrage puisque les parts ne sont pas rachetables sur demande.

Si le puzzle des SICAV a été exhaustivement étudié, peu d'études ont été consacrées à la relation entre les prix des iShares et leurs valeurs liquidatives. Cependant, la majorité de ces études ont confirmé que la différence entre la valeur liquidative et le cours des iShares n'est pas significative et souvent temporelle. Cela est essentiellement dû au fait que les parts des iShares peuvent être créées et rachetées à leur VAN sur une base continue, permettant ainsi aux arbitragistes de répliquer efficacement à toute déviation des prix des iShares par rapport à leurs valeurs liquidatives. Harper, Madura et Schnusenberg (2003) confirment ceci en montrant que les iShares ont des rendements qui ne sont pas statistiquement différents des rendements des indices MSCI sous-jacents. De plus, ils offrent des ratios de performance de Sharpe plus élevés que leurs rivaux, les fonds de placement à capital fixe. Ackert et Tian (2000) constatent aussi qu'à la différence des SICAV, les iShares (les SPDRs dans leur étude) ne se transigent pas à des escomptes économiquement significatifs. Ces auteurs rapportent des escomptes significatifs pour les MidCap SPDRs. Cependant, ces escomptes sont sensiblement inférieurs comparativement aux SICAV. Dans une autre étude, Delcours et Zhong (2003), en utilisant les données journalières de vingt iShares, constatent l'existence de primes significatives entre la valeur liquidative et le prix des iShares, cependant, les auteurs notent que ces déviations sont transitoires.

1.2.3. Les FNB et l'erreur de suivi

Pour suivre la performance d'un indice, trois méthodes sont généralement utilisées, la réplication, l'optimisation ou les produits dérivés. La réplication est la méthode la plus directe et consiste à répliquer entièrement l'indice en achetant tous les titres en fonction de leur pondération dans celui-ci. Cette méthode offre les meilleurs résultats de suivi mais elle est plus coûteuse et est difficile à appliquer. L'optimisation consiste à acheter un échantillon représentatif des titres qui composent l'indice plutôt que de le répliquer. Le portefeuille qui en résulte risque de ne pas suivre parfaitement l'indice, mais est plus flexible dans sa mise en œuvre. En effet, les marchés dans lesquels de nombreux titres cotés manquent de liquidité, ou les titres étrangers dans des marchés difficilement accessibles, posent un problème à ceux qui tentent de gérer un indice répliqué en temps réel. Les gestionnaires essaient d'éviter ce problème en sélectionnant les titres liquides représentatifs du marché qu'ils tentent de suivre sans pour autant posséder tout ce qui compose l'indice.

Un fonds négocié en bourse, tout comme un fonds commun indiciel, est conçu pour suivre un indice de référence. Le produit indiciel le plus performant est celui dont le rendement s'approche le plus du rendement de son indice de référence. Tout écart avec l'indice de référence, que ce soit positif ou négatif, indique une erreur de suivi.

Évidemment, il est impossible de suivre parfaitement un indice de référence. Les indices sont des constructions abstraites. Ils n'existent pas dans le monde réel où les frais de négociation s'accumulent. Quand l'indice est calculé, il n'est pas réellement mis en œuvre par son fournisseur. Cela signifie que les rendements de l'indice ne sont pas affectés par les frais de transaction ou les hausses rapides des cours lorsque les titres qui le composent changent. Par contre, les FNB et les fonds communs indiciels, tout comme les frais, sont bien réels. Prenons par exemple l'ajout de Fluor à l'indice S&P 500 à la fin de décembre 2000. L'action s'est appréciée de 4\$ le jour de son ajout parce que les gestionnaires passifs ont tenté d'en acheter pour que leurs portefeuilles correspondent au « nouveau » S&P 500.

Dans le cas des iShares, l'investissement ne s'étend pas à tous les titres qui composent l'indice qu'ils traquent, mais représentent plutôt un portefeuille optimisé basé sur ce dernier. Chaque iShares contient en effet un ensemble représentatif des titres dans l'indice MSCI du pays considéré. En général, 60 % à 95% des capitaux d'un fonds iShares sont investis dans les titres représentant l'indice MSCI et ce pourcentage varie selon si le marché est développé ou émergent. Le reste des capitaux est investi dans différents types de titres financiers, comme ceux du marché monétaire, les contrats à terme sur indices boursiers, les options sur contrats à terme, les swaps, l'encaisse, les devises, etc.

De plus, les titres sont choisis en utilisant une technique d'échantillonnage (portfolio-sampling). Selon cette technique, l'inclusion d'une action dans l'iShares est fonction de plusieurs facteurs, notamment, la capitalisation boursière, l'industrie et les données fondamentales de l'entreprise. Les iShares sont pondérés par la capitalisation boursière et leur composition peut être re-balançée de temps à autre pour refléter des changements dans l'indice MSCI ou pour mieux aligner sa performance sur celle de l'indice approprié. Un tel re-balancement mène évidemment à des coûts de transaction plus élevés et à d'autres types de

coûts pour l'iShares. Cependant, ces coûts restent inférieurs à ceux engagés par les fonds de placement conventionnels.

Selon Roll (1992), le problème principal auquel les gestionnaires de portefeuilles font face est la minimisation de la volatilité des rendements du portefeuille par rapport à un benchmark ou un portefeuille de référence, ce problème est connu sous le nom de critère de l'erreur de suivi (TEV)¹¹. Roll rajoute que les gestionnaires des fonds suivent une politique d'investissement bidimensionnelle. Leur premier objectif est de battre le marché. Cet objectif se concrétise par une erreur de suivi positive. Le second est de réduire la variance de la différence entre les rendements du fonds géré et les rendements du benchmark. Lorsqu'un gestionnaire de portefeuille indiciel ne parvient pas à répliquer parfaitement les rendements de l'indice de référence (erreurs de suivi existent), cela signifie qu'à priori le fonds ne répondra pas entièrement à son objectif d'investissement.

Frino et Gallagher (2001) décrivent les principaux facteurs qui induisent l'erreur de suivi des fonds indiciels à savoir essentiellement : les honoraires des gestionnaires, les coûts de transaction, qui sont corrélés avec les opérations de gestion, le rebalancement et les flux de capitaux. Ces éléments affectent la capacité des fonds indiciels ou les FBN, de réaliser exactement la même performance que leurs indices sous-jacents qui, eux, sont exempts de tout frais. Un autre facteur important qui influence la capacité des fonds indiciels de reproduire la performance de leur benchmark est la manipulation des dividendes. En effet, il existe un délai entre le temps où l'indice sous-jacent incorpore les dividendes et lorsque ces derniers sont réellement reçus par le fonds. Les changements de la composition de l'indice et la liquidité des titres affectent également la capacité de suivi des fonds. De plus, les erreurs de suivi des FNB sont également induites par la fourchette entre les cours acheteur-vendeur (bid-ask spread) ainsi que par la prime ou l'escompte de leur valeur d'actif net.

L'ampleur de la différence entre la performance du fonds et celle de l'indice sous-jacent est mesurée par l'erreur de suivi. Dans le but d'estimer l'erreur de suivi avant les dépenses, les rendements de l'iShares sont ajustés au ratio de frais de gestion afin de se rapprocher des

¹¹ Tracking error criterion.

rendements bruts. Roll (1992), Pope et Yadav (1994) et Larsen et Resnick (1998) identifient un certain nombre de mesures pour quantifier l'erreur de suivi.

1.2.4. Revue de littérature

La littérature actuelle sur la diversification internationale par les FNB a été limitée à l'étude des iShares pays. En outre, toutes ces études peuvent être regroupées en trois catégories principales. La première catégorie d'études a porté essentiellement sur les facteurs qui influencent les rendements des iShares et l'évolution de leur niveau de corrélation avec le marché américain. Les résultats de ces études ont généralement conclu que les iShares pays exhibent une forte dépendance au marché américain, ce qui minimise leur apport quant à la performance des portefeuilles par rapport à l'utilisation directe des indices boursiers. La deuxième catégorie d'études a porté sur la capacité des iShares à répliquer leurs indices sous-jacents, en les comparant parfois avec les fonds de placement indiciels classiques. Généralement, on a conclu que l'erreur de suivi des iShares pays est négligeable et souvent temporaire et que la capacité des iShares pays à traquer leurs indices est meilleure que celle des fonds indiciels classiques. Finalement, certaines études ont comparé la performance des iShares pays dans le contexte de la gestion de portefeuille, à celle obtenue par les fonds classiques ou même avec les ADRs. Ces études ont cherché à trouver l'allocation géographique optimale dans les différents pays pour lesquels les iShares sont disponibles. Dans cette dernière catégorie, les auteurs ont également conclu que les iShares offrent une meilleure performance par rapport à leurs rivaux, les fonds de placement classiques.

Une des premières études portant sur les FNB comme instruments de diversification internationale est celle d'Olienky, Schwebach et Zumwalt (1999). Les auteurs ont déterminé la co-intégration et la causalité de Granger entre le SPDR, 17 WEBs¹² et 12 fonds de pays pendant la période 1996-1998. Les bénéfices de la diversification des iShares pays ont été analysés également par Pennathur, Delcours et Anderson (2002), Schwebach et al. (2002), Durand et Scott (2003), Miffre (2004). Pennathur, Delcours et Anderson (2002) appliquent deux modèles, le premier à un seul facteur et le deuxième à deux facteurs, sur les prix des iShares pays durant la période 1996-1999. Leur modèle à deux facteurs, qui inclut les rendements du marché local

¹² World Equity Benchmark Securities.

et les rendements du marché américain, indique que les iShares ont une importante exposition au marché américain. Les auteurs concluent ainsi que les iShares pays ne représentent pas un véhicule de placement parfait pour la diversification internationale.

Cette conclusion est confirmée par Durand et Scott (2003) dans le cas de l'iShares australien. Les auteurs emploient un VAR pour expliquer la dynamique des rendements et des volumes de l'iShares australien due aux mouvements des rendements du marché américain, des volumes et du taux de change. Leurs résultats suggèrent que les investisseurs américains qui investissent dans le marché australien tendent à exagérer leur réaction aux informations publiques et passées émanant du marché boursier américain, des taux de change et des rendements des iShares.

Cependant, en dépit de leur forte corrélation avec le marché américain, les iShares semblent offrir un potentiel de diversification supérieur à celui des fonds de pays à capital fixe. Miffre (2004) démontre que l'investissement dans les iShares pays peut produire des frontières efficientes plus performantes que celles obtenues par le recours à des fonds de pays à capital fixe. En se basant sur l'optimisation des portefeuilles et le ratio Sharpe, l'auteur conclut qu'un investisseur représentatif tirerait bénéfice de l'investissement international en plaçant environ la moitié de sa richesse dans l'indice S&P500 et le reste dans les iShares représentant les marchés développés européens (Espagne, Italie, R-U, Suède, Canada et France). L'étude de Miffre (2004) est la seule qui a considéré la variabilité de la corrélation entre les rendements du S&P500 et des iShares dans le temps. Toutefois, tout en reconnaissant que les corrélations ne sont pas constantes dans le temps, l'auteur n'a pas considéré ce phénomène dans sa construction des portefeuilles optimaux.

Schwebach, Olienyk et Zumwalt (2002) attirent l'attention sur l'impact de la volatilité sur l'efficacité de la diversification. Les auteurs évaluent la performance et les bénéfices de la diversification des iShares et des fonds de pays à capital fixe et ce, avant et après la crise asiatique. Après avoir analysé les corrélations, le papier conclut que la performance et l'ampleur des avantages de la diversification ont considérablement changé après la crise asiatique. Cette dernière était reflétée dans des corrélations plus importantes. Comme suggéré par les résultats

de l'analyse des corrélations, après la crise asiatique, les iShares offrent de meilleures opportunités de diversification que les fonds pays à capital fixe.

À leur instar, Phengpis et Swanson (2004) discutent de la construction des portefeuilles optimaux. Utilisant les résultats de l'analyse de la co-intégration, ils étudient si, au lieu de compter exclusivement sur l'information à court terme, la prise en compte des informations à propos de l'intégration à long terme peut améliorer les gains de la diversification. Les auteurs concluent que l'utilisation des indices nationaux (par opposition aux iShares) pour évaluer les bénéfices de la diversification peut exagérer les avantages réels. De plus, l'inclusion des informations à long terme comme données additionnelles à la construction des portefeuilles peut améliorer les avantages de la diversification.

Dans leur étude, Zhong et Yang (2005) examinent les facteurs de risque qui expliquent les rendements des iShares. Les iShares étudiés en cet article sont ceux qui dépitent les indices MSCI d'un pays étranger, et sont donc d'intérêt pour les investisseurs américains cherchant la diversification internationale. La question principale adressée par les auteurs est de savoir si le prix d'un iShares coté dans le marché américain, réplique fidèlement l'indice MSCI correspondant, ou au contraire des déviations significatives existent entre la performance du fonds et celle de l'indice sous-jacent. Le souci fondamental est donc de savoir si les iShares fournissent aux investisseurs américains une exposition complète à l'indice du pays étranger ou si le risque de ces fonds transigés en bourse contient une composante substantielle due aux spécificités du marché américain. Zhong et Yang (2005) ont trouvé que la majorité des iShares pays sont significativement influencés par le marché américain et que ce dernier représente le facteur d'influence permanent, celui du pays d'origine est transitoire.

Les mouvements des prix des iShares sur le marché américain peuvent différer de ceux de l'indice MSCI pour deux raisons principales. Premièrement, les capitaux sous-jacents composant le fonds iShares sont étroits mais pas exactement égaux aux capitaux constitutifs de l'indice MSCI. Pennathur, Delcours et Anderson (2002) signalent qu'approximativement 95% des capitaux du fonds iShares correspondent à l'indice MSCI de référence. Deuxièmement, les iShares peuvent se transiger, temporairement, à prime ou à escompte par rapport à la valeur d'actif net des fonds.

Les auteurs étudient la relation entre le prix de l'iShares et l'indice MSCI correspondant en comparant les 1659 rendements journaliers à partir de l'année 1996. Ils régressent les rendements de l'iShares sur deux variables explicatives : le rendement de l'indice MSCI et le rendement du marché américain¹³ :

$$R_t^{iShare} = \alpha + \beta R_t^{indice} + \gamma R_t^{É.U} + \varepsilon_t$$

Ce cadre de régression est motivé par les modèles d'évaluation des actifs financiers internationaux (par exemple, Bekaert et Harvey, 1997) qui permettent d'expliquer les rendements par deux facteurs de risque, un lié au marché domestique et l'autre à l'exposition au marché américain. Leurs résultats indiquent que les coefficients du marché américain pour chacun des vingt pays considérés sont significatifs. Exprimé en pourcentage, le marché américain explique environ 30% de la variance des rendements des iShares. Cependant, ces résultats correspondent au cas où la composante du facteur marché américain dans les rendements du MSCI a été enlevée par orthogonalisation. Par conséquent, la composante de l'indice MSCI corrélée avec le marché américain sera automatiquement prise en considération par le facteur de risque marché américain. Les auteurs fournissent des spécifications alternatives où ce sont les rendements du marché américain qui sont orthogonalisés par rapport aux rendements de l'indice MSCI. Cette approche semble plus appropriée à la question de recherche. Avec ces spécifications, le coefficient du facteur de risque idiosyncratique lié au marché américain est encore significatif, bien que le pourcentage de la variance des rendements de l'iShares expliqué par le marché américain chute à une moyenne de 13%. Ces résultats sont interprétés en tant que preuves des « limites à l'arbitrage international et des doutes sur l'efficacité des iShares en tant qu'instruments de diversification internationale ».

En étudiant le processus de formation des prix intra-journaliers des FNB-pays, Levy et Lieberman (2012) identifient d'une part des parties spécifiques d'une journée de négociation aux États-Unis au cours de laquelle les VANs, les taux de change, les primes et les escomptes et l'indice S&P 500 ont des effets spéciaux sur les prix des FNB. D'autre part, ils mettent en

¹³ Les auteurs représentent le marché américain par un portefeuille value-weighted de tous les titres composant les indices : NYSE, AMEX et NASDAQ.

évidence la structure de mise à jour intra-journalière entre ces variables et les prix des FNB pays. Les résultats de Levy et Lieberman (2012) suggèrent une différence structurelle entre les heures de négociation synchronisées et non synchronisées. Alors que pendant les heures de négociation synchronisées les prix des FNB pays sont principalement influencés par les rendements de leurs VANs, pendant les heures de négociation non synchronisées, l'indice S&P 500 a un effet dominant. Cet effet est également supérieur à celui que le S&P 500 a sur les indices sous-jacents et suggère une réaction excessive des FNB pays aux rendements du marché américain lorsque les marchés étrangers sont fermés.

Phengpis et Peggy (2011) examinent la performance comparative des iShares pays et de leurs indices sous-jacents dans un contexte de portefeuille et du point de vue des investisseurs américains. Les auteurs commencent par créer deux portefeuilles différents, le premier basé sur des procédures d'optimisation standards et le second basé sur des procédures de cointégration, ensuite ils comparent leur performance hors échantillon. Leurs résultats montrent que le portefeuille formé par les procédures de cointégration a une performance supérieure. Finalement, quand la mesure de la performance des portefeuilles est étendue aux périodes de détention différentes, les résultats ne diffèrent pas.

Shin et Soydemir (2010) estiment les erreurs de suivi de 26 FNB en utilisant trois méthodes différentes et testent leur performance relative en utilisant le modèle de Jensen. Ils constatent que les erreurs de suivi sont persistantes et significativement différentes de zéro. En utilisant l' α de Jensen, ils concluent que les rendements ajustés en fonction du risque sont nettement inférieurs aux rendements de référence pour tous les FNB à deux exceptions près. Les auteurs examinent ensuite dans quelle mesure des facteurs tels que le ratio des frais de gestion, les dividendes, le taux de change et les écarts de prix de transaction peuvent générer des erreurs de suivi qui causent cette sous-performance. Ils constatent que la variation du taux de change est une source importante d'erreurs de suivi. Les tests de corrélation et l'analyse de régression panel révèlent que les marchés asiatiques affichent une persistance relativement plus grande et donc sont moins efficaces dans la diffusion de l'information.

Au niveau de la littérature portant sur la diversification internationale, cette étude est la première qui, en utilisant des indices véritablement investissables et les FNB, analyse et compare simultanément les trois stratégies de diversification internationale : par les multinationales, par pays et par secteur. En outre, nous ne restreignons pas l'ensemble des multinationales uniquement à celui des firmes américaines, mais des multinationales de plusieurs pays différents. Quant au niveau de la littérature portant sur les FNB internationaux, toutes les études antérieures ont exclusivement porté sur les iShares pays. Ce papier est le premier qui s'intéresse non seulement aux iShares pays, mais aussi aux iShares des secteurs mondiaux et des multinationales.

1.3. Les FNB comme instruments de diversification internationale du risque

Dans cette section, nous étudions séparément trois stratégies de diversification internationale qu'offrent les FNB. En effet, les iShares offrent aux investisseurs l'opportunité d'investir indirectement dans des marchés étrangers par le truchement des multinationales, ou par des indices pays ou par secteurs industriels. Cependant, la littérature a démontré que les investisseurs obtiennent une diversification internationale effective quand ils investissent dans des capitaux étrangers dont l'exposition aux variations du marché américain est faible. Ainsi, nous essayons de déterminer si ces stratégies considérées individuellement permettraient aux investisseurs d'améliorer les caractéristiques risque-rendement de leurs portefeuilles.

En effet, ces instruments peuvent générer des rendements attrayants pour un investisseur en quête d'investissement étranger, cependant, ils peuvent sacrifier certains avantages supplémentaires offerts par l'accès direct aux marchés étrangers qu'ils représentent. Par exemple, bien que les iShares traquent des indices internationaux et pourraient fournir des gains de diversification potentiels, ils peuvent demeurer fortement corrélés au marché américain. En effet, les erreurs de suivi, les coûts de transaction, les divers frais opérationnels et les limites de l'arbitrage international pourraient causer une déviation des rendements des iShares de ceux de leurs indices sous-jacents et de ce fait, perdre une partie des bénéfices de la diversification internationale recherchée.

Pour chacune des stratégies, nous nous intéressons aux trois composantes des iShares, notamment le fonds iShares lui-même, sa VAN et son indice sous-jacent. Nous étudions également les corrélations de ces trois composantes avec le marché américain et leurs implications quant à la diversification internationale. Pour déterminer les facteurs qui influencent les variations des rendements des iShares, nous utilisons, pour chacune des trois stratégies, deux modèles de régression à facteurs afin de déterminer le degré de dépendance des rendements aux différents facteurs susceptibles d'influencer leurs variations, notamment le marché américain et l'indice sous-jacent.

Ce cadre de régression nous permettra de mieux comprendre les caractéristiques des prix des iShares. En effet, nous serons en mesure de savoir si le prix d'un iShares est fondamentalement lié à l'indice sous-jacent ou s'il est également influencé par le risque du marché américain. La compréhension de l'impact du degré d'exposition d'un fonds iShares aux risques de l'indice sous-jacent et du marché d'accueil est essentielle non seulement pour appréhender les mécanismes qui déterminent les prix, mais également pour l'efficacité des iShares comme instruments de diversification internationale.

1.3.1. Modèles d'évaluation à facteurs

Sachant que les iShares peuvent être créés et rachetés sans restriction, le prix d'un iShares devrait être égal à la valeur du portefeuille des actifs sous-jacents. Donc, théoriquement, les prix des iShares devraient être influencés uniquement par le risque de l'indice sous-jacent et non par le risque du marché américain. Cependant, le marché américain pourrait influencer significativement les prix des iShares et ce, pour plusieurs raisons, notamment par les limites de l'arbitrage international.

De nombreuses études ont étudié l'influence du marché où les fonds sont transigés par rapport à l'influence du marché local sur la variation de leurs rendements. Bodurtha et al. (1995), Froot et Dabora (1999), Chan et al. (2003) et Tse et Martinez (2007) ont trouvé des corrélations élevées entre les investissements étrangers et le pays où ils sont négociés, indiquant de faibles possibilités de diversification internationale. Delcours et Zhong (2007) ont examiné les primes des iShares et concluent que les prix des iShares comportent une

partie non fondamentale importante. Delcours et Zhong (2007) attribuent les primes des iShares aux difficultés d'arbitrage ainsi qu'aux corrélations conditionnelles entre les marchés américain et domestique. Cao (2005) constate que les iShares sont significativement exposés au risque du marché américain. Par contre, dans une étude ultérieure, Phengpis et Swanson (2009) constatent que l'exposition directe des iShares pays au marché américain est plus faible et moins importante que le suggèrent les études précédentes.

Dans cette partie, nous présentons deux modèles à facteurs qui, pour un fonds iShares, nous permettront d'évaluer son exposition au risque de l'indice sous-jacent (un pays, un secteur ou les multinationales), soit le facteur fondamental et son exposition au risque du marché américain, soit le facteur non fondamental.

Dans le premier modèle qui explique les variations des rendements d'un fonds iShares, le premier facteur mesure l'exposition au risque du marché américain et est représenté par les rendements de l'indice S&P 500. Le deuxième facteur évalue l'exposition au risque de l'indice sous-jacent. Cette spécification de modèle est justifiée par les modèles d'évaluation des actifs financiers internationaux (par exemple, Bekaert et Harvey, 1997) qui permettent d'expliquer les rendements par deux facteurs de risque, un lié au marché domestique et l'autre à l'exposition au marché américain. Le modèle repose sur l'hypothèse d'un marché mondial modérément segmenté¹⁴ et a été utilisé dans des études sur les modèles d'évaluation des actifs internationaux (Solnik, 1977; Harvey, 1991; Jorion, 1990; 1991; Bekaert et Harvey, 1995; 1997; Chue, 2002).

Le modèle peut être écrit comme suit:

$$R_{i,t}^{iShare} = \alpha_i + \beta_{US,i} R_t^{US} + \beta_{indice,i} R_t^{Indice, Orth} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$R_{i,t}^{iShare}$ est le rendement du fonds iShares i à la date t , R_t^{US} est le rendement du marché américain, représenté par l'indice S&P 500, $R_t^{Indice, Orth}$ est le rendement orthogonalisé de

¹⁴ Mildly segmented.

l'indice sous-jacent au fonds iShares i à la date t et qui est le résidu d'une régression des rendements de l'indice sous-jacent sur l'indice S&P 500. $\beta_{US,i}, \beta_{Indice,i}$ sont les paramètres qui représentent respectivement la sensibilité de l'iShares i au marché américain et à l'indice sous-jacent orthogonalisé. α_i désigne l'intercepte et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur. Pour éviter le problème que l'estimation des paramètres de la régression d'orthogonalisation de la première étape affecte l'estimation des paramètres de la régression principale dans l'équation (1), les deux équations ont été simultanément estimées par la méthode GMM.

Phengpis et Swanson (2009) ont souligné que le pouvoir explicatif du rendement du marché américain dans le modèle de l'équation (1) dont le rendement de l'indice sous-jacent est orthogonalisé est susceptible de surestimer l'exposition directe au marché américain. En revanche, l'utilisation du rendement du marché américain orthogonalisé et qui est libre de la partie du rendement de l'indice sous-jacent qui est corrélée avec le marché américain, est plus approprié pour tester l'exposition directe de l'iShare au risque du marché américain. Cette spécification est également intuitivement intéressante puisque l'indice sous-jacent au fonds présente la partie fondamentale que l'investisseur cherche à répliquer et ne devrait pas être orthogonalisée. Ainsi, nous proposons l'estimation d'un deuxième modèle représenté par l'équation suivante :

$$R_{i,t}^{iShare} = \alpha_i + \beta_{US,i} R_t^{US, Orth} + \beta_{Indice,i} R_t^{Indice} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$R_{i,t}^{iShare}$ est le rendement du fonds iShares i à la date t , $R_t^{US, Orth}$ est le rendement orthogonalisé du marché américain et qui est le résidu d'une régression des rendements de l'indice S&P 500 sur l'indice sous-jacent de l'iShare i à la date t . R_t^{Indice} est le rendement de l'indice sous-jacent à la date t .

Pour examiner les proportions des rendements de l'iShares expliquées respectivement par le marché américain dans chacune des deux équations (1) et (2), nous obtenons la décomposition suivante de la variance du rendement espéré de l'iShares :

$$\text{var} \left(E \left[R_{i,t}^{iShare} \right] \right) = \text{var} \left[\alpha_i + \beta_{US,i} R_t^{US} + \beta_{indice,i} R_t^{Indice, Orth} \right] \quad (3)$$

$$\text{var} \left(E \left[R_{i,t}^{iShare} \right] \right) = \text{var} \left[\alpha_i + \beta_{US,i} R_t^{US, Orth} + \beta_{indice,i} R_t^{Indice} \right] \quad (4)$$

Les équations (3) et (4) impliquent que les portions de la variation du rendement espéré de l'iShares i expliquées partiellement par le marché américain peuvent être mesurées par les ratios de variance suivants :

$$0 \leq VR_{iShare}^{US} = \frac{\text{var} \left(\beta_{US,i} R_t^{US} \right)}{\text{var} \left[\beta_{US,i} R_t^{US} + \beta_{indice,i} R_t^{Indice, Orth} \right]} \leq 1 \quad (1)$$

$$0 \leq VR_{iShare}^{Indice} = \frac{\text{var} \left(\beta_{US,i} R_t^{US, Orth} \right)}{\text{var} \left[\beta_{US,i} R_t^{US, Orth} + \beta_{indice,i} R_t^{Indice} \right]} \leq 1 \quad (2)$$

L'exposition aux risques du marché américain de l'iShares i peut être également évaluée par les ratios de variance estimés par les deux équations (3) et (4).

1.3.2. Données

Notre base de données est composée des rendements mensuels des fonds iShares, transigés sur AMEX, de leurs VANs et de leurs indices sous-jacents. Les rendements sont tous libellés en dollar américain et couvrent la période entre la date de création de chaque iShares et le 31 décembre 2010. Notre échantillon est composé de 20 pays, dix secteurs globaux et l'iShares des multinationales. Les prix des iShares et de leurs VANs ont été obtenus du site des iShares (www.iShares.com). Les prix des indices boursiers MSCI des 20 pays et des indices S&P des dix secteurs et de celui des multinationales ont été extraits de la base de données DATASTREAM. Le marché américain est représenté par l'indice S&P500. D'autres études, notamment Zhong et Yang (2005), ont utilisé l'indice MSCI des États-Unis

ou un indice pondéré par la capitalisation boursière des indices NASDAQ, AMEX et NYSE ou encore l'indice Wilshire 3000, pour représenter le marché américain, cependant leurs résultats étaient similaires à ceux obtenus par l'utilisation de l'indice S&P 500.

1.3.3. La diversification internationale par les multinationales

Dans cette partie, nous appliquons les deux modèles à facteurs pour étudier l'iShares des multinationales. Mais avant de se faire, nous présentons d'abord une revue des études sur les multinationales comme instruments de diversification internationale et un descriptif de l'indice S&P 100.

En effet, la version internationale du CAPM repose sur l'hypothèse de marchés financiers intégrés ou segmentés. Si les capitaux sont évalués dans un cadre de marchés financiers intégrés, les rendements espérés des capitaux étrangers seront déterminés en fonction du risque approprié de ces capitaux dans un portefeuille mondial parfaitement diversifié. Réciproquement, sous l'hypothèse de marchés financiers segmentés, les rendements espérés des capitaux étrangers seront proportionnels au risque systématique de leur marché local.

Si un investisseur peut contourner la segmentation des marchés financiers et diversifier internationalement, il peut réduire son risque systématique. Dès lors, les capitaux locaux qui permettent de capturer une partie de l'international en contournant la segmentation des marchés financiers, devraient être évalués de manière à refléter leur capacité à diminuer le risque systématique d'un portefeuille internationalement diversifié. Le premier véhicule financier disponible pour un investissement international est indirect et consiste à acheter des actions de firmes multinationales. Ces dernières ont connu une croissance exponentielle en nombre et en envergure à un point tel que des compagnies comme Microsoft ou Coca-Cola sont devenues des noms domestiques dans presque tous les pays du monde. Il n'est pas donc étonnant que les investisseurs se demandent si les titres des multinationales sont un moyen plus simple de la diversification internationale que l'achat direct de titres étrangers. De plus, si les marchés financiers nationaux sont segmentés, et si les multinationales permettent d'éviter la segmentation, les taux de rendement réalisés via les investissements dans les

multinationales devraient excéder ceux des investissements domestiques (Michel et Shaked, 1986).

Par conséquent, une des explications possibles du biais domestique est que les investisseurs peuvent obtenir indirectement les gains escomptés de la diversification internationale par l'investissement dans les sociétés multinationales et ce, pour trois raisons principales.

D'abord, les multinationales créent la valeur pour les actionnaires en investissant dans des projets outre-mer qui sont supposés produire des rendements supérieurs à ceux exigés par les actionnaires, c'est-à-dire, des projets générant des valeurs actuelles nettes positives.

En second lieu, les multinationales ont des investissements physiques dans différents pays étrangers dont les cycles économiques ne sont pas nécessairement étroitement liés, ceci ayant pour effet de réduire la volatilité de leurs revenus et du même coup leur risque systématique par rapport aux sociétés domestiques.

Finalement, la majorité des multinationales ne sont pas uniquement diversifiées par pays mais également par industrie, cela offre un avantage supplémentaire à la diversification politique et de change.

La contrepartie de ces avantages est que les multinationales sont des organisations internationales plus complexes que les sociétés nationales. Les coûts d'agence peuvent être plus importants (Mishra et Gobeli, 1998). Les actionnaires peuvent rencontrer plus de difficultés à inciter les gestionnaires à agir de manière à maximiser la valeur de l'entreprise. Néanmoins, si les multinationales peuvent contourner l'effet de la segmentation des marchés et fournir un effet de diversification internationale positif, les taux de rendement ajustés aux risques des parts des multinationales devraient être supérieurs à ceux des sociétés domestiques. Ceci suggère une réponse à la question posée par les investisseurs qui perçoivent des barrières à l'investissement direct en parts étrangères : est-ce que l'achat des parts des multinationales offre un réel avantage de diversification internationale ?

Plusieurs chercheurs se sont intéressés aux multinationales. Bien que les premières études sur les multinationales et leur contribution à la diversification internationale des portefeuilles dans un contexte de marchés segmentés soutiennent que l'investissement dans les multinationales permet d'éviter la segmentation des marchés nationaux, la majorité des études récentes ont généralement conclu que les sociétés multinationales sont de faibles substituts à l'investissement étranger direct (Mishra et Gobeli, 1998; Russell, 1998). Jacquillat et Solnik (1978) ont régressé les rendements des multinationales de neuf pays sur l'ensemble de l'indice du marché et ont constaté que les rendements des multinationales sont davantage reliés aux rendements des compagnies du marché local. Senchack et Beedles (1980) ont comparé le risque, les rendements et les bêtas des portefeuilles composés uniquement de compagnies multinationales avec des portefeuilles purement domestiques et ont constaté que les multinationales n'ont pas fourni d'avantages supplémentaires.

Ces recherches sur le rôle des multinationales dans la diversification internationale reposent sur la prémisse que la référence domestique appropriée est le portefeuille du marché représenté par un indice. En théorie, l'indice de référence des titres domestiques devrait refléter tout le potentiel de l'investissement dans le marché local. Il semblerait toutefois que cette hypothèse ne soit pas prise en considération par les études antérieures. Pour pallier à ce problème, dans une étude plus récente, Rowland et Tesar (2004) ont utilisé un test de «mean-variance-spanning» pour étudier le potentiel de diversification internationale des sociétés multinationales pour les investisseurs du G7 pendant la période 1984-1995. Le portefeuille de référence était essentiellement composé d'entreprises purement domestiques et non de l'ensemble de l'indice. Les auteurs constatent que pour l'Allemagne et les États-Unis les contributions des multinationales à la diversification internationale sont faibles. Pour les autres pays, les multinationales n'offrent aucun apport significatif. Les auteurs constatent également que l'importance du déplacement de la frontière efficiente après l'ajout des multinationales aux titres domestiques change considérablement d'un pays à un autre.

En somme, dans l'état actuel de la littérature scientifique, il semble y avoir un consensus voulant que les multinationales basées localement, pour le groupe des pays des G7, n'offrent pas un avantage de diversification internationale clair et significatif. Malgré leurs activités d'ordre mondial, ces compagnies restent très corrélées avec leur marché local et n'offrent qu'un faible avantage marginal à l'investisseur en quête de diversification internationale.

Par ailleurs, nous n'avons recensé aucune étude portant sur les multinationales étrangères qu'un investisseur américain peut se procurer localement. Des compagnies comme Toshiba, Siemens ou Nestlé sont basées dans des pays étrangers et offrent des produits et services dans presque tous les pays du monde. Les titres de ces multinationales sont disponibles dans le marché américain soit sous forme d'actions ordinaires, d'ADRs ou de FNB. À l'instar des multinationales américaines, ces compagnies devraient être plus corrélées avec le marché de leur pays d'origine, et pourraient donc offrir un avantage de diversification internationale supérieur. En analysant les bénéfices de la diversification internationale par l'investissement indirect dans les multinationales étrangères par le biais des FNB, notre étude vise à combler en partie ce vide.

En effet, pour investir indirectement dans les sociétés multinationales siégeant à l'étranger, plusieurs possibilités s'offrent aux investisseurs américains. D'abord, ils peuvent acheter les actions transigées sur le marché américain ou encore les ADRs de ces entreprises. L'autre possibilité est d'acheter des fonds mutuels ou des FNB qui traquent des indices composés de multinationales. Toutes les études antérieures sur les multinationales ont exclusivement utilisé les actions des multinationales, dans notre étude, nous utilisons le FNB iShares global S&P 100, le fond des 100 plus grandes multinationales mondialement, et ce pour étudier leur apport à la diversification internationale. Dans la section qui suit, nous définissons ce qu'est une multinationale et nous décrivons l'iShares global S&P 100.

1.3.4. Description de l'iShares S&P global 100

Pour la définition d'une multinationale, nous retenons celle du Standard and Poor's : « Une compagnie multinationale est définie comme une corporation qui possède des équipements de production et/ou toute autre immobilisation fixe dans au moins un pays autre que son pays d'origine, et prend ses décisions de gestion principales dans un contexte global. Le degré auquel les ventes sont exécutées en dehors du pays d'origine est un facteur qui détermine également l'extension internationale d'une compagnie donnée ».

L'indice global S&P100 mesure la performance des 100 plus importantes compagnies multinationales¹⁵, en terme de capitalisation boursière, dans le marché financier mondial. Le S&P100 est un sous indice de l'indice mondial S&P1200 qui n'inclut pas les entreprises transnationales ayant une capitalisation boursière rajustée au flottement libre minimal de 5 milliards de dollars américains. L'ajout d'une multinationale à l'indice S&P 100 prend en considération d'autres mesures qui estiment le degré de l'exposition globale d'une multinationale. Ces mesures sont calculées en utilisant les ratios suivants : les actifs étrangers par rapport à l'actif total, les revenus à l'étranger par rapport aux ventes totales et la main d'œuvre étrangère par rapport à l'ensemble des employés de l'entreprise.

Les tableaux 1.2, 1.3 et 1.4 résument certaines informations relatives aux entreprises composantes l'indice S&P 100 : leur nombre, leur capitalisation et leur répartition par pays, le pays où est situé le siège social de l'entreprise cible, ainsi que la composition géographique et sectorielle de l'indice. D'après ces trois tableaux, nous remarquons que l'indice global S&P 100 comprend des multinationales de 15 pays, tous développés, avec une prédominance des multinationales américaines qui représentent 47.71% de l'indice. Également, l'investissement dans l'iShares des multinationales permet d'investir simultanément dans tous les secteurs globaux avec une concentration marquée dans les secteurs de l'énergie, la consommation de base, la finance, les soins de santé et les technologies d'information. Cependant, les coefficients de corrélation démontrent que l'iShares des multinationales est plus corrélé avec l'indice S&P 500 qu'avec son propre indice sous-jacent et beaucoup moins corrélé avec l'indice EAFE qui représente le reste du monde sans les États-Unis. Cela nous amène à poser la question sur l'efficacité de cet instrument dans les stratégies de diversification internationale et ce, malgré sa variété géographique et sectorielle.

¹⁵ Blue chip.

Tableau 1.2: Statistiques sur l'indice global S&P 100

| Pays | Pondération | Nombre de multinationales |
|-----------------|--------------------|----------------------------------|
| Australie | 0.95% | 1 |
| Allemagne | 5.72% | 9 |
| Belgique | 0.56% | 1 |
| Canada | 0.43% | 2 |
| Corée | 1.03% | 1 |
| Espagne | 3.44% | 4 |
| Finlande | 1.06% | 1 |
| France | 7.93% | 11 |
| Grande-Bretagne | 15.26% | 11 |
| Italie | 0.51% | 1 |
| Japon | 5.66% | 11 |
| Pays Bas | 3.04% | 5 |
| Suède | 0.62% | 1 |
| Suisse | 6.16% | 5 |
| États-Unis | 47.71% | 37 |
| Total | 100 % | 101 |

Tableau 1.3: Concentration sectorielle de l'indice S&P100¹⁶

| S&P Global 100 Index Fund | |
|--------------------------------------|--------|
| Énergie | 16.47% |
| Consommation de base | 16.11% |
| Finance | 15.13% |
| Soins de santé | 14.17% |
| Technologies de l'information | 12.70% |
| Consommation discrétionnaire | 7.59% |
| Industries | 6.84% |
| Télécommunication | 4.72% |
| Matériaux | 2.94% |
| Services aux collectivités | 2.93% |

¹⁶ Source : www.standardandpoors.com.

Tableau 1.4: Les coefficients de corrélation

| | iShares | NAV | S&P global 100 | S&P500 | EAFE |
|----------------|---------|------|----------------|--------|------|
| iShares | 1.00 | 0.90 | 0.91 | 0.94 | 0.59 |
| NAV | 0.90 | 1.00 | 0.98 | 0.87 | 0.80 |
| S&P global 100 | 0.91 | 0.98 | 1.00 | 0.87 | 0.80 |
| S&P500 | 0.94 | 0.87 | 0.87 | 1.00 | 0.48 |
| EAFE | 0.59 | 0.80 | 0.80 | 0.48 | 1.00 |

Note : Ce tableau présente les corrélations entre l'indices S&P global 100, l'iShares des multinationales, la VAN, le marché américain représenté par l'indice S&P500 et l'indice EAFE qui représente le reste du monde sans les États-Unis. La période d'échantillonnage commence de la date de création de l'iShares en décembre 2000 et se termine au 31 décembre 2010.

Tableau 1.5: Autres statistiques

| | iShares | NAV | SP_GLOBAL_100 | S&P500 | EAFE |
|--------------------|----------|-----------|---------------|-----------|-----------|
| Moyenne annualisée | 0.34% | 0.32% | 2.24% | 0.62% | 5.52% |
| Écart-type | 23% | 20% | 19% | 22% | 20% |
| Skewness | -0.05534 | -0.079918 | -0.129475 | -0.148759 | -0.351758 |
| Kurtosis | 11.39759 | 10.14648 | 10.29038 | 11.60088 | 9.845044 |

Note : Ce tableau présente le rendement moyen annuel, l'écart-type, le skewness et le kurtosis de l'iShares des multinationales, de sa VAN, de son indice sous-jacent, du S&P500 et finalement de l'EAFE.

Pour expliquer les variations des rendements de l'iShares S&P global 100, nous appliquons les deux modèles de régression déjà exposés. Le tableau 1.6 synthétise les résultats et montre que lorsque l'indice sous-jacent est orthogonalisé (modèle 1), le pouvoir explicatif du marché américain est très important et explique 45.58% des variations des rendements de l'iShares. De plus, le coefficient du marché américain est significatif au seuil 1% et est supérieur à celui de l'indice sous-jacent orthogonalisé. Par contre, lorsque le marché américain est orthogonalisé par rapport à l'indice sous-jacent (modèle 2), le pourcentage explicatif du marché américain tombe à 9.28% mais son coefficient reste fortement significatif, néanmoins il devient inférieur à celui de l'indice sous-jacent (idem). Ces résultats démontrent que lorsque le marché américain est libre de la partie qui est corrélée avec l'indice sous-jacent (modèle 2), nous obtenons des résultats plus précis de l'exposition des rendements de l'iShares des multinationales et qui démontrent que le pouvoir explicatif du marché américain a diminué. Par contre, lorsque c'est l'indice S&P global 100

qui est orthogonalisé (modèle 1), l'exposition de l'iShares au facteur du marché américain reste très élevée. Cependant, le rendement du marché américain dans ce dernier modèle reflète en partie la corrélation entre les deux marchés et son pouvoir explicatif peut conduire à surévaluer l'effet direct du marché américain.

Tableau 1.6: l'iShares global 100 des multinationales et l'exposition au marché américain

| | Indice MSCI orthogonalisé | | | S&P 500 orthogonalisé | | |
|------------------------|---------------------------|-------------------|-----------------|-----------------------|-------------------|-----------------|
| | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{multi,i}$ | $R^2_{partiel}$ | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{multi,i}$ | $R^2_{partiel}$ |
| Multinationales | 0.973065*** | 0.46817*** | 45.58% | 0.614091*** | 1.074374*** | 9.28% |

*** : indique la significativité au seuil de 1%

Nous pouvons conclure que la diversification par l'iShares des 100 plus importantes multinationales au monde ne devrait pas générer d'effets positifs. Cet iShares est extrêmement corrélé avec le marché américain, même plus qu'avec son sous-jacent, l'indice S&P 100. Ces deux modèles à facteur démontrent donc que le pouvoir explicatif du marché américain des rendements de cet iShares est très important. Ses résultats sont cohérents avec les évidences empiriques actuelles qui montrent la faiblesse des multinationales comme stratégie de diversification internationale.

1.3.5. La diversification internationale par pays

Dans cette partie, après la présentation des statistiques descriptives, nous analysons les iShares pays en se servant de la même méthodologie basée sur les deux modèles à facteurs.

Les fonds indiciels internationaux (WEB : world equity benchmark), également appelés iShares pays, ont récemment émergé comme une alternative populaire aux fonds internationaux classiques pour la diversification internationale par pays. Introduits par Barclays en mars 1996, on compte actuellement plus que vingt iShares pays qui se transigent sur l'AMEX en tant que valeurs mobilières. Chaque iShares est un portefeuille optimisé répliquant un indice MSCI (Morgan Stanley Capital International) d'un pays donné. Le tableau 1.1 présente tous ces iShares par répartition géographique avec leur ratio des frais de gestion et leurs dates de création respective.

Les tableaux 1.8 et 1.9 présentent les données statistiques, notamment la moyenne et l'écart-type des iShares pays et de leurs indices sous-jacents ainsi que leurs corrélations. Le tableau 1.10 présente les résultats des deux modèles à facteurs basés sur des données quotidiennes avec les rendements de l'indice MSCI orthogonalisés par rapport à l'indice S&P 500 pour chaque pays (équation (1)) et les rendements du marché américain orthogonalisés par rapport aux indices MSCI sous-jacents (équation (2)). Le tableau 1.11 résume les conclusions importantes à partir du tableau 1.10. Le tableau 1.11 présente le nombre total d'iShares pays, le nombre d'iShares avec $\beta_{US,i} > \beta_{local,i}$, le nombre d'iShares avec $\beta_{local,i} > \beta_{US,i}$, le nombre d'iShares avec $\beta_{US,i}$ statistiquement significative au niveau de 1%. Le $R^2_{partiel}$ moyen, qui mesure la contribution marginale du marché américain aux variations des rendements de chaque iShares pays, est également indiqué pour chacun des deux modèles.

Tableau 1.7: Liste d'iShares pays admissibles

| FNB | Fournisseur d'indice | Promoteur du fond | RFG | Date de création |
|-----------------------------|-------------------------|----------------------|------|---------------------|
| Asie-Pacifique | | | | |
| iShares MSCI Australia | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Hong Kong | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Japan | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Malaysia | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Singapore | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI South Korea | MSCI | BGI | 0.99 | 12-05-00 |
| iShares MSCI Taiwan | MSCI | BGI | 0.99 | 23-06-00 |
| Europe | | | | |
| iShares MSCI Austria | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Belgium | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI France | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Germany | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Italy | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Netherland | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Spain | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Sweden | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Switzeland | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI United Kingdom | MSCI | BGI | | 18-03-96 |
| Amérique | | | | |
| iShares MSCI Canada | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |
| iShares MSCI Brazil | MSCI | BGI | 0.99 | 14-07-00 |
| iShares MSCI Mexico | MSCI | BGI | 0.84 | 18-03-96 |

Source: iShares, Inc.

Tableau 1.8: Statistiques sur les iShares pays et leurs indices sous-jacents

| Country | Indices MSCI | | iShares | |
|----------------|-----------------|--------------------|-----------------|--------------------|
| | Moyenne en % | Écart-type en % | Moyenne en % | Écart-type en % |
| Australie | 31.04 | 14.7 | 31.54 | 14.68 |
| Autriche | 39.31 | 15.58 | 38.8 | 15.56 |
| Belgique | 25 | 15.44 | 25.24 | 15.32 |
| Canada | 29.01 | 14.97 | 28.66 | 14.97 |
| France | 22.35 | 13.37 | 22.03 | 13.4 |
| Allemagne | 28.41 | 17.96 | 28.06 | 17.9 |
| Hong Kong | 26.03 | 15.97 | 25.12 | 16.04 |
| Italie | 21.14 | 13.87 | 20.98 | 13.67 |
| Japon | 15.33 | 14.45 | 14.69 | 14.36 |
| Malaisie | 23.6 | 14.86 | 22.62 | 14.84 |
| Mexique | 33.48 | 17.99 | 35.79 | 18.52 |
| Pays-Bas | 19.63 | 14.42 | 19.06 | 15 |
| Singapour | 28.74 | 13.38 | 29.15 | 13.44 |
| Espagne | 31.25 | 13.98 | 30.75 | 13.51 |
| Suède | 26.77 | 18.47 | 26.53 | 18.54 |
| Suisse | 19.51 | 11.47 | 19.68 | 11.15 |
| Royaume-Uni | 19.26 | 11.14 | 18.35 | 11.08 |
| Moyenne | 25.87 | 14.83 | 25.71 | 14.82 |
| S&P 500 | 11.63 | 9.12 | | |

Note : Ce tableau présente le rendement moyen annuel et l'écart-type des iShares pays et de leurs indices MSCI sous-jacents. La période d'échantillonnage s'étend de la date de création de chaque fonds iShares jusqu'au 31 décembre 2012.

Tableau 1.9: Corrélations entre les iShares pays, leurs indices sous-jacents et le marché américain

| Corrélation | Indice MSCI | iShares | |
|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|
| | avec/É.-U | avec/É.-U | avec/local |
| Malaisie | -0.01 | 0.28 | 0.56 |
| Australie | 0.04 | 0.44 | 0.61 |
| Corée du Sud | 0.1 | 0.54 | 0.71 |
| Japon | 0.1 | 0.58 | 0.65 |
| Autriche | 0.1 | 0.24 | 0.7 |
| Taiwan | 0.13 | 0.56 | 0.63 |
| Singapour | 0.15 | 0.48 | 0.6 |
| Hong Kong | 0.15 | 0.61 | 0.61 |
| Brésil | 0.36 | 0.44 | 0.82 |
| Suisse | 0.4 | 0.54 | 0.7 |
| Royaume-Uni | 0.43 | 0.67 | 0.69 |
| Suède | 0.43 | 0.58 | 0.68 |
| Espagne | 0.44 | 0.54 | 0.74 |
| Belgique | 0.44 | 0.47 | 0.7 |
| Italie | 0.45 | 0.56 | 0.77 |
| Pays-Bas | 0.49 | 0.63 | 0.76 |
| France | 0.5 | 0.67 | 0.82 |
| Mexique | 0.58 | 0.58 | 0.82 |
| Canada | 0.59 | 0.49 | 0.73 |
| Allemagne | 0.62 | 0.76 | 0.84 |
| Moyenne | 0.3245 | 0.533 | 0.707 |

Note : Ce tableau présente les corrélations entre les indices MSCI des pays et le marché américain représenté par l'indice S&P500, ainsi que les corrélations entre les fonds iShares et l'indice S&P500 et entre eux et leurs indices sous-jacents respectifs. La période d'échantillonnage s'étend de la date de création de chaque fonds iShares jusqu'au 31 décembre 2010.

Les deux tableaux 1.10 et 1.11 montrent que le degré d'exposition direct au risque du marché américain semble être affecté par le choix d'orthogonalisation. En effet, lorsque le rendement américain est orthogonalisé (modèle 2), seuls 6 iShares sur 20 semblent être sensibles au marché américain, comparativement à 19 lorsque c'est l'indice MSCI qui est orthogonalisé. Néanmoins, le pouvoir explicatif du marché américain semble demeurer très

considérable. En effet, les $\beta_{US,i}$ sont fortement significatifs au seuil de 1% pour tous les iShares. Le $R^2_{partiel}$ moyen est de 36.97% pour le modèle 1 et de 27.96% pour le modèle 2 ce qui est économiquement significatif. Toutefois, nous soulignons l'exception du Canada, du Mexique et du Brésil, où le $R^2_{partiel}$ du modèle 2 a chuté respectivement à 3.87%, 3.89% et 8.13% pour ces trois pays. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Zhong et Yang (2005) basées sur des données journalières mais avec une modélisation différente. Cela implique que le marché américain conserve son pouvoir explicatif significatif, même si le rendement du marché américain est orthogonalisé.

Tableau 1.10: Les iShares pays et leur exposition au marché américain

| | Indice MSCI orthogonalisé | | | S&P 500 orthogonalisé | | |
|----------------|---------------------------|-------------------|-----------------|-----------------------|-------------------|-----------------|
| | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{local,i}$ | $R^2_{partiel}$ | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{local,i}$ | $R^2_{partiel}$ |
| Canada | 0.7819*** | 0.6763*** | 28.75% | 0.2588*** | 0.8312*** | 3.87% |
| Australie | 0.848353*** | 0.545766*** | 37.03% | 0.737679*** | 0.654178*** | 47.20% |
| Suède | 1.091181*** | 0.619837*** | 40.67% | 0.691713*** | 0.818997*** | 20.61% |
| Allemagne | 1.002361*** | 0.556401*** | 41.35% | 0.632344*** | 0.822485*** | 21.22% |
| Hong Kong | 1.088499*** | 0.555153*** | 43.86% | 0.954094*** | 0.700484*** | 52.92% |
| Italie | 0.867862*** | 0.655898*** | 32.44% | 0.517482*** | 0.845195*** | 17.12% |
| Japon | 0.768083*** | 0.555407*** | 33.68% | 0.74086*** | 0.582385*** | 54.55% |
| Belgique | 0.771429*** | 0.610501*** | 31.16% | 0.488372*** | 0.790534*** | 20.10% |
| Suisse | 0.71945*** | 0.612364*** | 29.18% | 0.476863*** | 0.812677*** | 23.33% |
| Malaisie | 0.640005*** | 0.59347*** | 26.92% | 0.589428*** | 0.618546*** | 31.11% |
| Pays-Bas | 0.903377*** | 0.58758*** | 36.71% | 0.573491*** | 0.819653*** | 21.43% |
| Autriche | 0.668827*** | 0.676003*** | 24.73% | 0.430628*** | 0.781334*** | 16.16% |
| Espagne | 0.897421*** | 0.6058*** | 35.64% | 0.547938*** | 0.802028*** | 18.69% |
| France | 0.934269*** | 0.57702*** | 38.22% | 0.598304*** | 0.82312*** | 22.11% |
| Royaume-Uni | 0.885211*** | 0.508093*** | 40.36% | 0.629298*** | 0.792369*** | 30.41% |
| Mexique | 1.117867*** | 0.798431*** | 34.03% | 0.368449*** | 0.961843*** | 3.89% |
| Brésil | 1.330501*** | 0.735175*** | 41.49% | 0.591372*** | 0.927847*** | 8.13% |
| Afrique du Sud | 1.44879*** | 0.427394*** | 59.63% | 1.227122*** | 0.708539*** | 53.87% |
| Corée du Sud | 1.269074*** | 0.612717*** | 45.48% | 1.084947*** | 0.731467*** | 43.66% |
| Taiwan | 1.040666*** | 0.645553*** | 38.09% | 0.939914*** | 0.731876*** | 48.89% |

Tableau 1.11: Résumé des modèles de l'exposition des iShares pays au marché américain

| Critères | Indice MSCI orthogonalisé | S&P 500 orthogonalisé |
|---|---------------------------|-----------------------|
| Nombre total d'iShares pays | 20 | 20 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{US,i} > \beta_{local,i}$ | 19 | 6 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{local,i} > \beta_{US,i}$ | 1 | 14 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{US,i}$ significatif à 1% | 20 | 20 |
| R^2 partiel moyen | 36.97% | 27.96% |

Ainsi, bien que l'information du marché américain soit isolée par orthogonalisation des rendements des indices MSCI, la composante non fondamentale émanant du marché américain explique encore d'importantes variations des rendements des iShares pour la grande majorité des pays dans notre échantillon. Ce résultat tend à confirmer l'argument des limites de l'arbitrage international et jette le doute sur l'efficacité des iShares pays comme instruments de diversification internationale.

1.3.6. La diversification internationale par les secteurs industriels

Dans cette partie, après la présentation des statistiques descriptives, nous analysons les iShares des secteurs industriels en nous servant de la même méthodologie basée sur les deux modèles à facteurs.

Les FNB des secteurs mondiaux ou globaux contiennent des titres d'un secteur industriel particulier sélectionnés dans plusieurs pays du monde. Actuellement, il existe dix FNB traquant les indices des secteurs mondiaux. Tous sont gérés par BGI et ont été lancés initialement en novembre 2001. Ces FNB répliquent les indices S&P des secteurs globaux et sont présentés dans le tableau 1.12.

Comme le tableau 1.12 ci-dessous le montre, quand un investisseur achète l'iShares du secteur mondial du service de télécommunication, il investit dans 40 compagnies mondiales, dont 9 sont originaires des É.U et 31 le sont de 22 autres pays développés et émergents. Ainsi, en traquant la performance d'un secteur mondial, non seulement cet investisseur investit dans ce secteur mais il investit aussi dans plusieurs pays. Le tableau 1.12 présente les indices sectoriels globaux et le nombre des compagnies qui les composent.

Tableau 1.12: Les indices S&P des secteurs globaux et leur répartition géographique

| Secteur | Nombre total de Compagnies par secteur | É.-U | Monde | Nombre de pays (ex É.-U) |
|-------------------------------|---|------------|------------|-----------------------------|
| Con discrétionnaire ** | 192 | 87 | 105 | 18 |
| Cons de base ** | 97 | 40 | 57 | 18 |
| Énergie* | 60 | 29 | 31 | 13 |
| Finance* | 239 | 86 | 153 | 26 |
| Soins de santé* | 81 | 56 | 25 | 10 |
| Secteur industriel** | 174 | 53 | 121 | 21 |
| Technologie de l'information* | 125 | 78 | 47 | 11 |
| Matériaux** | 123 | 31 | 92 | 21 |
| Télécommunication* | 40 | 9 | 31 | 22 |
| Services aux collectivités ** | 69 | 31 | 38 | 13 |
| Total | 1200 | 500 | 700 | |

* Les FNB de ces secteurs sont disponibles depuis novembre 2001

** Les FNB de ces secteurs sont disponibles depuis septembre 2006

Tableau 1.13: Statistiques descriptives des secteurs mondiaux

| | Indice secteurs | | iShares | |
|----------------------------|-----------------|---------------|--------------|---------------|
| | Moyenne | É.T | Moyenne | É.T |
| Énergie | 14.97% | 25.96% | 6.88% | 36.06% |
| Finance | 4.16% | 26.11% | 3.58% | 31.51% |
| Soins de santé | 2.85% | 15.89% | 2.01% | 18.98% |
| Technologie | 4.59% | 23.28% | 4.54% | 26.24% |
| Télécommunications | 5.47% | 19.26% | 4.03% | 23.69% |
| Industriels | 5.77% | 23.66% | 5.27% | 29.20% |
| Services aux collectivités | 2.19% | 20.74% | 0.18% | 26.19% |
| Cons de base | 8.11% | 16.11% | 6.85% | 20.34% |
| Matériaux | 15.62% | 31.41% | 16.33% | 38.23% |
| Con discrétionnaire | 4.81% | 23.16% | 4.33% | 28.00% |
| Moyenne | 6.85% | 22.56% | 5.40% | 27.84% |

Note : Ce tableau présente le rendement moyen annuel et l'écart-type des iShares sectoriels et de leurs indices S&P sous-jacents. La période d'échantillonnage s'étend de la date de création de chaque fonds iShares jusqu'au 31 décembre 2010.

Tableau 1.14: Corrélations entre les secteurs mondiaux et le marché américain

| Corrélation | Indice | iShares | |
|----------------------------|--------------|--------------|--------------|
| | avec/É.-U | avec/É.-U | avec/local |
| Énergie | 0.745 | 0.621 | 0.754 |
| Finance | 0.826 | 0.834 | 0.897 |
| Soins de santé | 0.793 | 0.783 | 0.880 |
| Technologie | 0.846 | 0.782 | 0.862 |
| Télécommunications | 0.718 | 0.765 | 0.835 |
| Industriels | 0.992 | 0.922 | 0.925 |
| Services aux collectivités | 0.785 | 0.745 | 0.884 |
| Cons de base | 0.820 | 0.724 | 0.892 |
| Matériaux | 0.887 | 0.854 | 0.910 |
| Con discrétionnaire | 0.908 | 0.801 | 0.836 |
| Moyenne | 0.832 | 0.783 | 0.867 |

Note : Ce tableau présente les corrélations entre les indices S&P des secteurs et le marché américain représenté par l'indice S&P500, ainsi que les corrélations entre les fonds iShares et l'indice S&P500 et celles avec leurs indices sous-jacents respectifs. La période d'échantillonnage commence de la date de création de chaque fonds iShares jusqu'au 31 décembre 2010.

Le tableau 1.15 présente les résultats des deux modèles à facteurs des rendements de l'indice S&P orthogonalisés par rapport à l'indice S&P 500 pour chaque secteur mondial (équation (1)) et des rendements du marché américain orthogonalisés par rapport aux indices S&P sous-jacents (équation (2)). Le tableau 1.16 résume les conclusions importantes à partir du tableau 1.15. Le tableau 1.16 présente le nombre total d'iShares des secteurs globaux, le nombre d'iShares avec $\beta_{US,i} > \beta_{local,i}$, le nombre d'iShares avec $\beta_{local,i} > \beta_{US,i}$, le nombre d'iShares avec $\beta_{US,i}$ statistiquement significative au niveau de 1%. Le $R^2_{partiel}$ moyen, qui mesure la contribution marginale du marché américain aux variations des rendements de chaque iShares sectoriels, est également indiqué pour chacun des deux modèles.

Les deux tableaux 1.15 et 1.16 montrent que le degré d'exposition directe au risque du marché américain est affecté par le choix d'orthogonalisation et ce de manière plus prononcée que pour les multinationales et les pays. En effet, le pouvoir explicatif du marché américain semble être beaucoup plus faible lorsque le marché américain est orthogonalisé (modèle 2), de plus, le nombre de secteurs où $\beta_{US,i} > \beta_{local,i}$ est de 10, c'est-à-dire pour tous les secteurs dans l'échantillon, alors que ce nombre était de 3 sur 10 lorsque ce sont les rendements des iShares qui sont orthogonalisés (modèle 1). Néanmoins, le pouvoir explicatif du marché américain semble demeurer très important. En effet les $\beta_{US,i}$ sont significatifs au seuil de 1% pour tous les secteurs dans le modèle 1 et pour tous les secteurs, sauf celui de la consommation de base, dans le modèle 2. Le $R^2_{partiel}$ moyen est de 27.95% pour le modèle 1, mais chute au niveau de 1.39% pour le modèle 2.

Tableau 1.15: Les iShares des secteurs mondiaux et leur exposition au marché américain

| | Indice MSCI orthogonalisé | | | S&P 500 orthogonalisé | | |
|----------------------------|---------------------------|---------------------|-----------------|-----------------------|---------------------|-----------------|
| | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{secteur,i}$ | $R^2_{partiel}$ | $\beta_{US,i}$ | $\beta_{secteur,i}$ | $R^2_{partiel}$ |
| Énergie | 1.023985*** | 0.908067*** | 28.09% | 0.221548*** | 1.04709*** | 1.40% |
| Finance | 1.200719*** | 0.790041*** | 36.38% | 0.422229*** | 1.08224*** | 3.29% |
| Soins de santé | 0.679691*** | 0.832893*** | 20.19% | 0.199951*** | 1.05115*** | 2.48% |
| Technologie | 0.937343*** | 0.795202*** | 29.27% | 0.22156*** | 0.97127*** | 1.29% |
| Télécommunications | 0.828659*** | 0.724083*** | 28.48% | 0.3711*** | 1.02667*** | 7.56% |
| Industriels | 1.13411*** | 0.767267*** | 35.58% | 0.37577*** | 1.14122*** | 0.18% |
| Services aux collectivités | 0.822424*** | 0.983006*** | 20.75% | 0.14814*** | 1.11611*** | 0.88% |
| Cons de base | 0.620197*** | 1.152684*** | 12.24% | -0.0217 | 1.12645*** | 0.03% |
| Matériaux | 1.375251*** | 0.87262*** | 37.43% | 0.35067*** | 1.10785*** | 1.20% |
| Con discrétionnaire | 0.944419*** | 0.750467*** | 31.05% | 0.27973*** | 1.01088*** | 1.39% |

Tableau 1.16: Résumé des modèles de l'exposition des iShares sectoriels au marché américain

| Critères | Indice MSCI orthogonalisé | S&P 500 orthogonalisé |
|---|---------------------------|-----------------------|
| Nombre total d'iShares secteurs | 10 | 10 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{US,i} > \beta_{local,i}$ | 7 | 0 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{local,i} > \beta_{US,i}$ | 3 | 10 |
| Nombre d'iShares avec : $\beta_{US,i}$ significatif à 1% | 10 | 9 |
| $R^2_{partiel}$ moyen | 27.95% | 1.97% |

Ces résultats montrent que lorsque le marché américain est isolé par orthogonalisation des rendements des indices sectoriels S&P, la composante non fondamentale émanant du marché américain n'explique qu'une faible partie des variations des rendements des iShares pour tous les secteurs dans l'échantillon. Nous pouvons conclure que même si les iShares des secteurs mondiaux sont fortement corrélés avec le marché américain, leurs variations sont en grande partie expliquées par leurs indices sous-jacents. Ce résultat les différencie des FNB pays et multinationales dont les variations restent fortement associées au marché américain.

1.4. Conclusion

Dans la présente étude nous avons, dans un premier temps, présenté les caractéristiques des fonds négociés en bourse et ce, en les comparant avec celles des fonds de placement classiques. Dans un deuxième temps, nous avons étudié l'apport des fonds négociés en bourse, particulièrement les iShares, dans un contexte de diversification internationale et ce, selon trois stratégies différentes : par les pays, par les secteurs et par les multinationales. Les iShares peuvent être créés et rachetés sans restriction, les occasions d'arbitrage sont donc facilement exécutables et par conséquent, théoriquement, les prix des iShares ne devraient être influencés que par le risque de l'indice sous-jacent et non par le risque du marché américain. Par contre, si les prix des iShares sont fortement influencés par le risque du marché américain, nous pouvons affirmer que la persistance de la composante non-fondamentale dans les prix des iShares entrave l'efficacité de l'arbitrage international et diminue les gains de la diversification internationale.

En utilisant deux modèles à facteurs avec des orthogonalisations différentes, nous avons constaté que les rendements des iShares pays et des multinationales sont fortement influencés par le marché américain et ce, pour les deux modèles. Cependant, pour les iShares des secteurs globaux, quand l'effet du facteur de risque du marché américain est isolé par orthogonalisation, leurs variations sont principalement expliquées par leurs indices sous-jacents. Ce résultat démontre la supériorité des secteurs par rapport aux pays et aux multinationales dans les stratégies de diversification internationale par les fonds négociés en bourse.

RÉFÉRENCES

- Abraham, A., Elan, D. et Marcus, A. 1993. «Does Sentiment Explain Closed-end Fund Discounts? Evidence from Bond Funds». *Financial Review*, 28, No. 4, 607-616.
- Ackert, L.F. et Tian, Y.S., 2000. «Arbitrage and Valuation in the Market for Standard and Poor's Depositary Receipts». *Financial Management*, Autumn, 71-88.
- Atkinson, H. et Green, D. 2003. «Les fonds négociés en bourse», Éditions Transcontinental, Montréal.
- Bekaert, G. et Harvey, C. R. 1995. «Time-varying world market integration». *Journal of Finance*, 50, 403-444.
- Bekaert, G. et Harvey, C. R. 1997. «Emerging equity market volatility». *Journal of Financial Economics*, 43, 29-77.
- Bodurtha, J. N., Kim, D.S. et Lee, C.M.C. 1995. «Closed-End Country Funds and U.S. Market Sentiment». *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 3, pp. 879-918.
- Brown, G. 1999. «Volatility, Sentiment, and Noise Traders». *Financial Analysts Journal*, March/April, 82-90.
- Cao, J. 2005. «International Diversification through iShares and Their Rivals». *Working Paper*, University of Texas at Austin.
- Chan, K., Hameed, A. et Lau, S.R. 2003. «What if Trading Location is Different from Business Location? Evidence from the Jardine Group». *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3 (June), pp. 1221-46.
- Chandar, N., et Patro, D.K. 2000. «Why Do Closed-end Country Funds Trade at Enormous Premiums during Currency Crises? ». *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, 217-248.

- Chang, E., et Swales, G. S. 2003. «Do country-specific exchange-traded funds outperform closed-end country funds? ». Working Paper.
- Chue, T.K. 2002. «Time-varying Risk Preferences and Emerging Markets Co-movements». *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, pp. 1053–72.
- De Long, J., Bradford, A., Shleifer, L., Summers, et Waldmann, R. 1990a. «Noise Trader Risk in Financial Markets ». *Journal of Political Economy*, XCVIII, 703-738.
- De Long, J., Bradford, A., Shleifer, L., Summers, et Waldmann, R. 1990b. «Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation ». *Journal of Finance*, 45, No. 2, 379-396.
- Delcours, N. et Zhong, M. 2003. «On the Premiums and Discounts of iShares ». Working Paper, University of South Alabama and University of Queensland.
- Delcours, N. et Zhong, M. 2007. «On the Premiums of iShares », *Journal of Empirical Finance*, Vol. 14, No. 2 (March), pp. 168–95.
- DeRoos, A., Nijman, A., et Werker, B.J.M. 2001. «Testing for mean-variance spanning with short sales constraints and transaction costs: The Case of Emerging Markets». *Journal of Finance*, 56, 723-744.
- Dimson, E., et Marsh, P., et Merton, R. 2002. «The Closed-End Fund Discount ». London Business School working paper.
- Durand, R. B. et Scott, D. 2003. «iShares Australia: A Clinical Study in International Behavioral Finance». *International Review of Financial Analysis* 12, 223-239.
- Errunza, V., Hogan, K., et Hung, M.-W., 1999. «Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? ». *Journal of Finance* 54, 2075–2107.
- Friedman, M., 1953. «The Case for Flexible Exchange Rates». in *Essays in Positive Economics*, Chicago: University of Chicago Press.

- Frino, A., et Gallagher, D. 2001. «Tracking S&P 500 Index Funds». *The Journal of Portfolio Management*, v.28, no.1, pp.44-45.
- Froot, K.A. et Dabora, E.M. 1999. «How Are Stock Prices Affected by the Location of Trade?». *Journal of Financial Economics*, Vol. 53, No. 2 (August), pp. 189-216.
- Gastineau, G.I. 2001. «Exchange-Traded Funds: An Introduction», *Journal of Portfolio Management*, 27, 88-96.
- Gemmell, G., et Thomas, D. C. 2002. «Noise Trading, Costly Arbitrage, and Asset Prices : Evidence from Closed-end Funds ». *Journal of Finance*, 57, No. 6, 2571-2594.
- Griffin, J.M., et Karolyi, G.A., 1998. «Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies». *Journal of Financial Economics* 50, 351-373.
- Grubel, G.H., 1968. «Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows». *American Economic Review*. 58, 1299-1314.
- Hardouvelis, G., La Porta, R., et Wizman, T. 1994. «What Moves the Discount on Country Equity Funds?». The internalization of Equity Markets. In: Frankel, J.A. (Ed.), National Bureau of economic Research Project Report Series. University of Chicago Press, Chicago, 345-397.
- Harper, T. J., Madura, J., et Schnusenberg, O. 2003. «Performance Comparison Between Exchange Traded Funds and Closed-End Country Funds». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 16, No. 2, pp. 104-122.
- Harvey, C.R. 1991. «The World Price of Covariance Risk». *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 111-57.
- Heston, S.L., et Rouwenhorst, K.G., 1994. «Does industrial structure explain the benefits of international diversification?». *Journal of Financial Economics* 36, 3-27.
- <http://www.iShares.com>
- Jacquillat, B., et Solnik, B. 1978. «Multinationals are poor tools for diversification». *Journal of Portfolio Management*, 4, 8-12.

- Jiang, C. X., 1998. «Diversification with American Depositary Receipts: The dynamics and the pricing factors». *Journal of Business Finance Accounting*, 25, 5&6.
- Jorion, P. 1990. «The Exchange-rate Exposure of US Multinationals». *Journal of Business*, Vol. 63, pp. 331–45.
- Jorion, P. 1991. «The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 26, pp. 363–76.
- Kostovetsky, L. 2003. «Index Mutual Funds and Exchange-Traded Funds: A Comparison of Two Methods of Passive Investment». *Journal of Portfolio Management*, 29(4): 80–92.
- Larsen, G., et Resnick, B. 1998. «Empirical insights on indexing». *The Journal of Portfolio Management*, vol. 25, no. 1, pp. 51-60.
- Lee, B., et Hong, G. 2002. «On the Dual Characteristics of Closed-end Country Funds». *Journal of International Money and Finance*, 21, 589-618.
- Lee, C., Shleifer, A., et Thaler, R. 1991. «Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle». *Journal of Finance*, 46, 75-110.
- Levy, H., et Sarnat, M. 1970. «International diversification of investment portfolios». *American Economic Review*, 60, 668-675.
- Levy, A., et Lieberman, O. 2012. «Overreaction of country ETFs to US market returns: Intraday vs. daily horizons and the role of synchronized trading». *Journal of Banking and Finance*.
- Longin, F., et Solnik, B. 1995. «Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? ». *Journal of International Money and Finance*, 14, 3–26.
- Malkiel B., 1977. «The Valuation of Closed-end Investment-company Shares». *Journal of Finance*, XXXII, 847-859.
- Michel, A., et Shaked, I. 1986. «Multinational corporations vs. domestic corporations: Financial performance and characteristics ». *Journal of International Business Studies*, 17(3), 89–101.

- Miffre, J. 2004. «Country-specific ETFs: an efficient approach to global asset allocation». Working Paper.
- Mishra, C. S., et Gobeli, D. H. 1998. «Managerial incentives, internalization, and market valuation of multinational firms». *Journal of International Business Studies*, 29(3), 583-597.
- Olieniyk, J. P., Schwebach, R. G. et Zumwalt, J. K. 1999. «WEBS, SPDRs, and country funds: an analysis of international cointegration ». *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 217-32.
- Pennathur, A. K., Delcours, N., et Anderson, D. 2002. «Diversification benefits of iShares and closed-end country funds». *The Journal of Financial Research*, 25, 541-57.
- Phengpis, C., et Swanson, P. E. 2004. «Increasing Input Information and Realistically Measuring Potential Diversification Gains from International Portfolio Investments». *Global Finance Journal*, 15, 197-217.
- Phengpis, C., et Swanson, P. E. 2009. «iShares and the US market risk exposure». *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(7), 972.
- Phengpis, C., et Peggy, E. S. 2011. «Optimization, cointegration and diversification gains from international portfolios: An out-of-sample analysis». *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 36(2), 269-286.
- Phylaktis, K., et Xia, L. 2006. «The changing role of industry and country effects in the global equity markets». *European Journal of Finance*, Vol. 12, No. 8, 627-648.
- Pontiff, J. 1997. «Excess Volatility and Closed-end Funds ». *American Economic Review*, 87, 155-169.
- Pope, F. P., et Yadav, P. K. 1994. «Discovering Errors in Tracking Error ». *The Journal of Portfolio Management*, v.20, no.2, pp.27-32.
- Poterba, J., et Shoven, J. 2002. «Exchange Traded Funds: A new investment option for taxable investors ». *American Economic Review*, 92, 422-427.

- Roll, R. 1992. «Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices». *Journal of Finance* 47:3-42.
- Roll, R. 1992. «A Mean/Variance Analysis of Tracking Error». *The Journal of Portfolio Management*, v.18, no.4, pp.13-22.
- Rowland, P.F., et Tesar, L.L. 2004. «Multinationals and the gains from international diversification». *Review of economic dynamics*. 7, 78–826.
- Russell, J. W. 1998. «International diversification fallacy of exchange-listed securities». *Financial Service Review*, 7, 95-106.
- Schwebach, R.G., Olienyk, J.P., et Zumwalt, J.K. 2002, «The impact of financial crises on international diversification». *Global Finance Journal*, vol. 13, no. 2, pp. 147-161.
- Senchack, A.J., et Beedles, W.L. 1980. «Is indirect international diversification desirable? ». *Journal of Portfolio Management* 6, 49–57.
- Shiller, R.J. 1984. «Stock Prices and Social Dynamics, Brookings». *Papers on Economic Activity*, 457-498.
- Shin, S., et Soydemir, G. 2010. «Exchange-traded funds, persistence in tracking errors and information dissemination». *Journal of Multinational Financial Management*, 20(4-5), 214-234.
- Solnik, B. 1974. «Why not diversify internationally? ». *Financial Analysts Journal*, 20, 48-54.
- Solnik, B. 1988. «International Investments ». Addison-Wesley Publishing, Reading, MA.
- Solnik, B.H. 1977. «Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views ». *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 503–12.
- Taylor, A. 2005. «Discussion of Risk Exposures and International Diversification: Evidence from iShares». *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 3&4 (April/May), pp. 773–76.

- Tsai, P.J., et Swanson, P.E. 2009. «The comparative role of iShares and country funds in internationally diversified portfolios». *Journal of Economics and Business*, 61 (9), 472–494.
- Tse, Y., et Martinez, V. 2007. «Price Discovery and Informational Efficiency of International iShares Funds ». *Global Finance Journal*, Vol. 18, No. 1, pp. 1–15.
- Zhong, M. et Yang, H. 2005. «Risk Exposures and International Diversification: Evidence from iShares». *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 3&4 (April/May), pp. 737–71.

CHAPITRE II

ARTICLE II

**LES STRATÉGIES DE DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR PAYS, PAR
SECTEURS ET PAR RÉGIONS, SONT-ELLES ÉQUIVALENTES?**

Rachid Ghilal

Candidat en Ph.D.

ESG-UQÀM

Bouchra M'Zali

Département de stratégie, responsabilité sociale et environnementale

ESG-UQÀM

Pascal Lang

Département d'opérations et systèmes de décision

FSA, Université Laval

LES STRATEGIES DE DIVERSIFICATION INTERNATIONALE PAR PAYS, PAR SECTEURS ET PAR REGIONS, SONT-ELLES EQUIVALENTES?

Résumé

Dans cette étude, notre principal objectif est de comparer trois stratégies de diversification internationale, par pays, par secteurs industriels et par régions géographiques et ce, en utilisant deux approches méthodologiques différentes, à savoir la «mean variance spanning» et le test de cointégration multivarié proposé par Johansen (1988) et développé par Johansen et Juselius (1990). Notre étude couvre les indices mensuels investissables de MSCI et S&P et ce, pour la période 1994-2008. Pour l'ensemble de cette période, nos résultats suggèrent que les trois stratégies de diversification internationale par pays, par secteurs et par régions sont des stratégies indépendantes et efficaces. Toutefois, en subdivisant la période d'étude en deux sous-périodes :1994-2000 et 2000-2008, nos résultats indiquent qu'à partir des années 2000, la stratégie par régions s'est révélée une nouvelle stratégie concurrente aux deux autres stratégies traditionnelles par pays et par secteurs qui ont perdu de leur efficacité quant à la diversification internationale.

Mots clés : indices investissables, diversification internationale, pays, secteurs, régions, mean-variance spanning, cointégration

2.1. Introduction

L'ajout de titres internationaux dans un portefeuille local améliore sa performance. En effet, en diversifiant dans des actifs financiers internationaux, les investisseurs bénéficient d'une réduction significative du risque de leurs portefeuilles, tout en gardant inchangés, ou voire même en augmentant leurs rendements. Cet avantage de diversifier internationalement, identifié initialement par Grubel (1968) et Solnik (1974), est maintenant bien documenté par la recherche académique et est largement mis en œuvre par les investisseurs.

Historiquement, les premières études ont considéré que les bénéfices de la diversification internationale découlent de l'intégration imparfaite ou de la segmentation des marchés financiers qui résultent de l'existence de facteurs spécifiques à chaque pays tels que les politiques monétaires et fiscales ou encore de régimes institutionnels et réglementaires différents. Par conséquent les stratégies de diversification par pays permettraient de réaliser tout le potentiel escompté de la diversification internationale.

Cependant, en 1992, Roll montre que la structure industrielle est un facteur explicatif important de la différence des volatilités et des corrélations entre les rendements des indices boursiers nationaux et conclut que l'intégration imparfaite pourrait également être due aux différences dans les structures industrielles nationales. En effet, les industries n'étant pas parfaitement corrélées, les marchés boursiers reflétant des structures industrielles différentes seront alors également imparfaitement intégrés. Ainsi, selon Roll (1992), une partie des avantages de la diversification internationale pourrait découler de la diversification industrielle.

Après l'étude de Roll (1992), plusieurs chercheurs se sont penchés sur la question du choix de la stratégie de diversification internationale optimale : par pays ou par industries ? Les premières études portant sur le sujet, utilisant des données antérieures à la fin des années 1990, ont infirmé les résultats de Roll (1992) et ont conclu que l'effet pays domine toujours l'effet secteur et que la diversification par pays fournit une plus grande réduction de risque que la diversification par secteurs (Heston et Rouwenhorst, 1994, 1995 et Griffin et Karolyi, 1998).

Cependant, des travaux plus récents, utilisant des échantillons couvrant la période de la fin des années 1990 et du début des années 2000, ont révélé une brusque augmentation du potentiel de la diversification par industries. Toutefois dans quelle mesure cette augmentation est suffisamment importante pour que la diversification par industrie soit désormais au moins aussi bénéfique que la diversification géographique par pays, la réponse n'est pas claire.

Certaines de ces dernières études concluent que le facteur industrie est déjà plus important que le facteur pays, suggérant que la diversification internationale à travers des industries peut maintenant fournir de plus grandes réductions de risque que la diversification traditionnelle par pays (Cavaglia et al., 2001, 2002 et 2004 et Galati et Tsatsaronis, 2001). Les résultats des autres études concluent quant à eux, que le facteur industrie ne domine pas encore mais qu'il est de plus en plus important, alors que le facteur pays est en train de perdre son pouvoir explicatif (Baca et al., 2000; L'Her et al., 2002; Isakov et Sonney, 2004; Flavin, 2004; Phylaktis et Xia, 2006). Brooks et Del Negro (2004), quant à eux, reconnaissent la récente augmentation de l'importance de l'effet industrie mais ils l'attribuent à une conséquence artificielle de la bulle technologique. Par contre, Rouwenhorst (1999), Bekaert, Hodrick, et Zhang (2009) et Ehling et Ramos (2006) soutiennent que le facteur pays est toujours dominant et proposent aux gestionnaires de portefeuilles de continuer de diversifier par pays. Toutefois, dans la plupart de ces études, les auteurs utilisent la méthodologie de Heston et Rouwenhorst (1994), qui fait elle-même l'objet de critiques en raison des restrictions sévères sur le modèle à facteurs utilisé (Brooks et Del Negro, 2004b). En somme, malgré le caractère mitigé et contradictoire des récents résultats empiriques, caractère qui pourrait être en partie dû au choix de pays, de classifications industrielles et de périodes d'analyse différents, il est clair que l'importance du facteur pays par rapport au facteur industrie a changé au fil du temps. Cependant, dans l'état actuel de la littérature, il ne semble pas exister de consensus clair sur la dominance d'un facteur par rapport à l'autre.

Ce recul de la dominance de la diversification géographique par pays au profit de la diversification industrielle peut être principalement expliqué par l'intégration de plus en plus importante des marchés boursiers nationaux. Cependant, suite à ce processus d'intégration des marchés mondiaux, un autre facteur aurait gagné du pouvoir explicatif dans les variations des rendements des actifs financiers : le facteur région. En effet, le processus de

"mondialisation" a été accompagné par le renforcement des liens économiques et financiers au sein de régions géographiques. Par conséquent, l'économie mondiale n'est pas seulement « plus mondialisée » mais également de plus en plus « régionalisée ». L'intégration régionale s'est traduite dans de nombreux domaines, notamment par des politiques commerciales régionales, des accords économiques régionaux ou des politiques monétaires communes. Cette tendance à la régionalisation a affaibli les gains de la diversification par pays au profit des stratégies de diversification par industries et par régions. Carrieri et al. (2004) ont confirmé en partie ceci en montrant que l'intégration des pays n'écarte pas la possibilité de la segmentation des industries.

Brooks et Del Negro (2005), quant à eux, confirment l'importance de l'effet région dans l'explication des variations des rendements des titres financiers et concluent que la moitié de la variation des rendements généralement attribués à l'effet pays résulte en fait de l'effet région. S'inspirant de cette étude, Soriano et Climent (2006) ont conclu que, dans la zone euro, la diversification par pays ou par régions plutôt qu'à travers les industries peut être plus adéquate en terme de réduction de risque du portefeuille et que la hausse de l'effet industrie était un phénomène temporaire associé à la bulle technologique.

En guise de conclusion, dans le contexte d'un marché financier mondial extrêmement compétitif, il est crucial, pour tout investisseur, de choisir la stratégie de diversification internationale optimale susceptible d'offrir la meilleure réduction de risque pour un niveau de rendement donné. Dans toutes les études précédentes, les stratégies de diversification internationale étaient particulièrement représentées par des pays ou par des secteurs industriels. Cependant, il apparaît que la recherche en ce domaine se situe à un stade exploratoire et évolutif et il ne semble exister aucun consensus clair autour de la primauté d'une stratégie par rapport à l'autre. De plus, les méthodologies utilisées étaient principalement l'approche de l'analyse des facteurs qui influencent les rendements boursiers ou la comparaison des corrélations. Compte tenu de ces données, il nous semble opportun de traiter le sujet d'une autre perspective aux niveaux conceptuel et méthodologique.

Le principal objectif de cette étude est de comparer, du point de vue d'un investisseur américain, trois stratégies de diversification internationale, par pays, par secteurs industriels et par régions géographiques et ce, selon deux approches méthodologiques différentes. La question est donc de savoir si la stratégie d'investir par pays est équivalente en terme de performance à celle d'investir par secteurs ou par régions géographiques et vice versa. Cette analyse sera basée sur la comparaison de la performance d'indices boursiers investissables qui sont utilisés comme sous-jacents aux fonds négociés en bourse (FNB). Idéalement, utiliser directement les FNB aurait été préférable pour comparer les trois stratégies. Cependant, les données sur les FNB ne sont pas disponibles pour tous les pays, ni pour tous les secteurs ou régions pour la période d'étude. Par contre, certaines études ayant démontré que les FNB répliquent suffisamment leurs indices sous-jacents et qu'ils ne souffrent pas de problèmes de prime ou d'escompte permanents contrairement aux fonds mutuels classiques (Harper, Madura et Schnusenberg, 2003; Ackert et Tian, 2000; Delcours et Zhong, 2003; 2007), le recours aux indices investissables est justifié.

Cette étude contribue à la littérature existante à différents niveaux. D'abord, traditionnellement les différentes recherches comparent la stratégie de diversification sectorielle à celle par pays. Cependant, la globalisation des marchés et l'intégration progressive, du moins par régions, soulève la question de la pertinence de la diversification internationale au profit de la régionale. Ainsi, à notre connaissance, notre recherche est la première à considérer la diversification régionale comme stratégie alternative aux deux stratégies de diversification traditionnelles par pays ou par industries. En outre, puisque ni l'approche traditionnelle de l'analyse de l'influence des facteurs pays, région et industrie sur les rendements boursiers, ni la comparaison de la moyenne des corrélations ne permettent de tester les différences dans les gains de la diversification internationale de chaque stratégie, nous adoptons deux nouvelles approches méthodologiques. La première consiste à vérifier si le déplacement de la frontière efficiente suite à un ajout d'actifs financiers à un portefeuille référence est statistiquement significatif et ce, en recourant aux tests de «*mean-variance-spanning*». La deuxième consiste à étudier la relation à long terme entre le marché américain et les trois stratégies de diversification internationale et ce, en utilisant le test de cointégration multivarié proposé par Johansen (1988) et développé par Johansen et Juselius (1990).

Dans notre analyse empirique, nous utilisons les valeurs et les rendements mensuels d'indices boursiers investissables libellés en dollar américain et couvrant la période entre 1994 et 2008. En utilisant les indices de Morgan Stanley Capital International (MSCI), notre échantillon est composé de 41 indices pays, dont 22 développés et 19 émergents, et six régions géographiques. En outre, nous distinguons les régions composées de pays développés et celles composées de pays émergents. Notre échantillon contient également les dix secteurs industriels globaux construits par Standard and Poor's (S&P). Les deux types d'indices choisis, MSCI et S&P, se distinguent par leur caractère investissable et sont activement utilisés dans les stratégies d'investissement passif, notamment pour les fonds négociés en bourse.

Le reste de ce papier est organisé de la façon suivante. Nous présentons dans la prochaine section, une revue de littérature sur les stratégies de diversification internationale et plus spécifiquement sur les facteurs qui influencent les variations des rendements des actifs financiers. Ensuite, nous présentons nos données et notre cadre méthodologique. Nos résultats et conclusions seront présentés à la dernière section.

2.2. Revue de littérature

Étant donné le grand potentiel des avantages de la diversification internationale, les investisseurs devraient-ils diversifier leurs portefeuilles principalement par allocation géographique ou plutôt par allocation industrielle? Bien que cette question ait eu plusieurs réponses différentes dans le temps, parfois contradictoires, nous pouvons distinguer les trois principales réponses suivantes: la diversification géographique par pays l'emporte sur la diversification par industries, les deux stratégies sont équivalentes et finalement la diversification par industries est meilleure que la diversification par pays. Excluant l'étude de Roll (1992), toutes les études antérieures à la fin des années 1990 ont confirmé que les investisseurs gagnent davantage en diversifiant par pays. Cependant, les résultats des recherches utilisant les données postérieures à la fin des années 1990 étaient plutôt mitigés. En effet, pendant cette période, nous avons soulevé l'existence simultanée des trois réponses. Bien que cela puisse être en partie expliqué par le choix de pays différents et classifications

industrielles ainsi que de périodes d'analyse différentes, il est clair que, pendant cette période, l'importance du facteur pays par rapport au facteur industrie a changé. La présente partie a comme objectif de dresser un bilan des plus importantes études effectuées sur le sujet. Après avoir passé en revue la littérature sur ces trois blocs de réponses, nous discuterons l'émergence d'un troisième facteur potentiel, notamment le facteur région. Ce facteur, dont les évidences empiriques sont à leurs premiers balbutiements, pourrait influencer les résultats actuels de la recherche scientifique sur les tenants et aboutissants de la diversification internationale.

En effet, jusqu'au début des années 1990, le choix de la stratégie de diversification internationale optimale semble clair, puisque presque tous les éléments de preuve disponibles ont clairement mis en évidence la supériorité de la stratégie de diversification par pays par rapport à celle par industries. En effet les premières études (Lessard, 1974; Solnik, 1974) ont constaté que les corrélations entre les pays sont plus faibles que celles entre les industries et concluent que les stratégies de diversification par pays offrent une meilleure réduction de risque.

Ce consensus autour de la suprématie de la diversification géographique par pays est resté intact jusqu'à l'étude pionnière de Roll (1992). Dans cette dernière, sur la base de rendements quotidiens et pour un échantillon de 24 pays au cours de la période 1988-1991, Roll (1992) constate qu'approximativement 40% de la volatilité des rendements de pays est expliquée par des facteurs liés à la structure industrielle, alors que seulement 20% des variations est attribuable aux changements du taux de change. Roll (1992) explique ces résultats par une intégration entre les marchés développés plus élevée que prévue et que les facteurs spécifiques des pays jouent un rôle moindre que ne le prétendent les études antérieures. Ainsi, une partie des avantages de la diversification internationale pourrait plutôt découler de la diversification industrielle.

Suite aux résultats de Roll (1992), le sujet a de nouveau suscité l'intérêt des chercheurs. Ainsi, Heston et Rouwenhorst (1994) en répliquant les premiers à l'étude de Roll (1992), soulignent que sa base de données est très limitée. En utilisant des données mensuelles pour un échantillon de 829 entreprises dans 12 pays européens durant la période 1978-1992 et un modèle qui explique les variations des rendements d'un titre donné par l'effet pays et l'effet industrie, Heston et

Rouwenhorst (1994) remettent en question les résultats de Roll (1992). En effet, dans leur modèle, le rendement d'un titre i qui appartient au pays k et l'industrie j est donné par l'équation suivante :

$$R_{it} = \alpha + \beta_j + \gamma_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dans cette formule, α représente une composante commune à tous les titres, β_j capte l'effet industrie et γ_k l'effet pays. Le terme d'erreur spécifique ε_{it} est supposé être égal à zéro en moyenne et a une variance finie. Cette spécification exclut toute interaction entre les effets industries et pays. Pour chaque titre i , les auteurs définissent ensuite deux variables dichotomiques I_{ij} et C_{ik} . I_{ij} égale 1 si le titre i appartient à l'industrie j , sinon I_{ij} égale 0. De même, C_{ik} égale 1 si le titre i appartient au pays k , sinon C_{ik} égale 0. Ainsi, pour chaque période t , l'équation (1) s'écrit comme suit :

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 I_{i1} + \beta_2 I_{i2} + \beta_3 I_{i3} + \dots + \beta_n I_{in} + \gamma_1 C_{i1} + \gamma_2 C_{i2} + \dots + \gamma_m C_{im} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec : n le nombre de pays et m le nombre d'industries.

Évidemment, l'équation (2) ne peut être estimée dans sa forme actuelle puisque la somme des deux variables dichotomiques égale à l'unité, ce qui résulte en une parfaite colinéarité entre les régresseurs. Heston et Rouwenhorst (1994) appliquent la méthodologie de Suits (1984) en estimant une régression à variable dichotomique restreinte. Essentiellement, cela revient à imposer une contrainte à la somme des pondérations des effets industrie et pays qui devrait égaler 1. L'imposition de telles restrictions est équivalente à mesurer chaque industrie par rapport à la moyenne des entreprises ou dans ce cas, un portefeuille pondéré des titres de la zone euro.

Heston et Rouwenhorst (1994) prouvent que la méthodologie de Roll (1992) surévalue de manière significative le rôle du facteur industrie dans l'explication des rendements des pays. Ils constatent également que les différences des structures industrielles ont un impact négligeable et expliquent à peine 1% de la variance des rendements des indices boursiers et que la faible corrélation entre les indices des pays est presque entièrement due aux facteurs spécifiques des pays. Heston et Rouwenhorst (1994) concluent alors que la diversification dans différents pays

au sein d'une même industrie est un outil plus efficace pour la réduction du risque que la diversification dans plusieurs industries au sein d'un même pays.

Griffin et Karolyi (1998) confirment les résultats de Heston et Rouwenhorst (1994) et ce, en utilisant leur même méthodologie, mais une nouvelle base de données composée d'observations hebdomadaires d'indices boursiers¹⁷ pendant la période 1991-1995 pour un plus grand échantillon de pays et d'industries. En utilisant une classification plus affinée des industries, les auteurs découvrent des différences significatives dans le rôle du pays et de l'industrie entre les industries des biens transigés et des biens non transigés (*traded good and non-traded good*). Pour les industries dans le secteur des biens transigés (*traded good*) le facteur pays est dominant tandis que le facteur industrie est négligeable. Pour le secteur des biens non transigés (*non traded good*), bien que le rôle du pays soit encore dominant, il est réduit, alors que le rôle de l'industrie devient significatif.

Les études de Heston et Rouwenhorst (1994) et de Griffin et Karolyi (1998) ont utilisé des données antérieures au milieu des années 1990 et ont démontré la dominance de l'effet pays. Toutefois les études couvrant la seconde moitié des années 90 conduisent à des résultats mitigés. En effet, certaines études (Rouwenhorst, 1999 ; Serra, 2000; Bekaert, Hodrick, et Zhang, 2009 ; Ehling et Ramos, 2006 ; Phylaktis et Xia, 2006)¹⁸ confirment les conclusions de Heston et Rouwenhorst (1994) alors que d'autres confirment plutôt l'effet équivalent de la diversification sectorielle.

Ainsi, Baca, Garbe et Weiss (2000), Cavaglia, Brightman et Aked (2000), Baele et al., (2010), par exemple, constatent que les effets pays et industrie sont équivalents. Baca, Garbe, et Weiss (2000) utilisent les rendements mensuels de 10 secteurs industriels dans les pays des G7 pendant la période 1979-1999. Ils concluent que dans les pays du G7 un changement majeur est survenu dans l'importance relative de l'économie nationale dans l'explication des rendements des titres boursiers et que sur ces marchés, l'effet secteur industriel a égalisé l'effet pays. Cavaglia, Brightman, et Aked (2000), pour leur part, en utilisant le modèle de régression de Heston et Rouwenhorst (1994) et des données pour 21 pays développés et 36

¹⁷ Dow Jones World Stock index data.

¹⁸ Phylaktis et Xia (2006) et Serra (2000) ont démontré que l'effet pays est encore plus dominant pour les pays émergents.

industries pendant la période 1986-1999, constatent que le facteur industrie a augmenté en importance et pourrait désormais dominer le facteur pays. Cependant, plus récemment, Baele et al. (2010) ont démontré que les deux effets «pays» et «industrie» sont équivalents et que l'augmentation du potentiel de l'effet industrie n'était pas liée à la bulle technologique.¹⁹

D'autres études ont démontré que l'effet industrie a même déjà dépassé l'effet pays, suggérant que la diversification internationale à travers des industries peut maintenant fournir de plus grandes réductions de risque que la diversification traditionnelle par pays. L'Her, Sy et Tnani (2002), en utilisant des rendements de 7348 compagnies dans 20 pays et 11 industries pendant la période 1989-2000 et la même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) et Griffin and Karolyi (1998), concluent que l'effet pays a diminué au cours des années 1990 et que l'effet industrie a dépassé l'effet pays pendant la période 1999-2000. Wang, Lee, et Huang (2003), en utilisant des rendements mensuels des indices de 7 pays asiatiques et 22 industries pendant la période 1990 et 2001 constatent que depuis 1999, l'effet industrie a largement dépassé l'effet pays dans les pays asiatiques. Finalement, Flavin (2004), en utilisant toujours la méthodologie de Heston et Rouwenhorst (1994), a étudié l'effet pays et industrie avant et après l'introduction de l'Euro en utilisant des rendements et des capitalisations boursières mensuels de 1193 compagnies dans les 11 pays originaux de la zone euro et ce, pendant la période 1995-2002. Il constate qu'un changement important de l'importance du facteur pays en faveur du facteur industrie dans la zone euro s'est produit.

À leur instar, Brooks et Del Negro (2004) démontrent que le récent renforcement du facteur industrie par rapport au facteur pays est principalement dû à l'euphorie qu'ont connue les marchés boursiers, engendrée principalement par la bulle de la nouvelle économie (technologie, télécommunication).

Dans une récente étude, en analysant 48.720 actions individuelles de 48 pays et 77 industries au cours de la période 2001-2007, Faias et al. (2011), testent l'hypothèse selon laquelle la propriété institutionnelle affecte l'importance relative des effets pays et industrie pour expliquer les rendements boursiers à travers le monde. Ils constatent que les effets industrie deviennent relativement plus importants que les effets pays quand davantage d'institutions

¹⁹ Contrairement aux résultats de Brooks et Del Negro (2004).

détiennent une plus grande part d'actions d'une entreprise. En outre, les effets industrie dominant les effets pays parmi les entreprises dans le quartile supérieur de l'appropriation par les institutions, en particulier par ceux basés à l'étranger. Leurs résultats montrent également que les portefeuilles internationaux affectent les variations des rendements sur les marchés boursiers nationaux et la diversification internationale. Moerman (2008) montre que pour le marché boursier de la zone euro, la diversification par industries des portefeuilles est plus efficace que la diversification par pays.

Pendant que le débat autour de la diversification internationale par pays ou par industrie ne débouche sur aucun consensus clair, un autre facteur commence à surgir comme stratégie potentielle de la diversification internationale : l'effet région. Brooks et Del Negro (2005) ont utilisé la méthodologie de Heston et Rouwenhorst (1994) mais en séparant l'effet pays en effet «région» et «effet régional du pays» (within-region country effect). En effet, dans leur modèle, le rendement international d'un titre donné est expliqué par le facteur industrie, le facteur région et le facteur régional du pays. Ils testent leur modèle en utilisant les rendements de 9679 compagnies dans 42 marchés développés et émergents de janvier 1985 à avril 2003. Dans l'étude de Brooks et Del Negro (2005), l'importance de l'effet régional du pays (within-region country effect), du point de vue d'un investisseur international, est une mesure des gains liés à la diversification dans les pays d'une région donnée, alors que l'importance de l'effet région représente le gain supplémentaire qu'offre la diversification à travers les régions. Ils ont découvert que la moitié de la variation des rendements généralement attribués aux effets pays est en fait une conséquence de l'effet région. Un résultat qui est valable et robuste autant pour les marchés développés qu'émergents. Ces résultats signifient que la diversification dans les différents pays au sein d'une même région, par exemple l'Europe, fournit la moitié de la réduction du risque qui peut être atteinte par la diversification régionale.

À leur instar Soriano et Climent (2006) s'inspirent de l'article de Brooks et Del Negro (2005) et utilisent encore le modèle introduit par Heston et Rouwenhorst (1994) et par Griffin et Karolyi (1998). Ils supposent que le rendement d'un indice donné dans un secteur donné varie en fonction d'un effet commun, un effet industriel mondial et un effet pays. L'échantillon de leur étude comprend la période qui a suivi l'éclatement de la bulle technologique et est composé de données journalières de dix industries dans trois régions différentes, à savoir l'Amérique du nord, l'Europe et l'Asie. En outre, en utilisant un modèle GARCH, les auteurs analysent les formes de transmission de la volatilité au sein d'une même industrie à travers différentes régions et ce, afin d'évaluer si les rapports internationaux qui existent entre les marchés boursiers sont les mêmes au niveau des industries. Leurs résultats confirment la domination de l'effet région sur l'effet industrie sauf pendant la période de la bulle technologique. La hausse de l'effet industrie était un phénomène temporaire associé à la bulle technologique. L'implication de ces résultats pour les investisseurs est que la traditionnelle stratégie de diversification par pays ou par régions plutôt qu'à travers les industries peut encore être adéquate en termes de réduction de risque du portefeuille. Les résultats de l'analyse de la transmission de volatilité dans une industrie à travers plusieurs régions indiquent que l'ampleur de contagion varie d'une industrie à une autre.

En conclusion, l'état actuel de la littérature traduit la difficulté grandissante de distinguer pour un titre étranger les différentes composantes : pays, industrie ou région qui le caractérisent. Il est donc devenu plus difficile de choisir la stratégie de diversification internationale optimale qui réduira au maximum le risque d'un portefeuille pour un niveau de rendement donné. Il est clair que le facteur industrie s'est renforcé par rapport au facteur pays à partir de la fin des années 1990, ce qui a suscité plus d'intérêt pour la stratégie de diversification par industrie auprès des investisseurs. Cependant, dans quelle mesure l'augmentation du potentiel de la diversification par industrie est suffisamment importante pour qu'elle soit désormais au moins aussi bénéfique que la diversification géographique par pays n'est toutefois pas claire. En même temps, de récentes études ont démontré que le facteur région pourrait avoir également un effet explicatif en plus du facteur pays et industrie. L'annexe 2.1 résume l'évolution de la littérature autour du sujet.

Notre étude contribuera à cette littérature existante à différents niveaux. D'abord, et à notre connaissance, ce papier est le premier qui utilise la stratégie de diversification internationale par régions géographiques comme stratégie concurrente aux deux stratégies de diversification traditionnelles par pays ou par industries dans la perspective d'un investisseur américain. L'idée vient de l'étude de Brooks et Del Negro (2005) que nous avons présentée ci-haut. De plus, dans toutes les études portant sur ce sujet, les auteurs utilisent principalement l'approche de l'analyse des facteurs qui influencent les rendements boursiers ou la comparaison des corrélations. Dans ce papier nous abordons la problématique du point de vue de l'investisseur. En effet, nous allons étudier l'équivalence des trois stratégies de diversification internationale en comparant leurs performances respectives dans le cadre de la gestion de portefeuille et ce, en utilisant une nouvelle méthodologie pour étudier l'efficience de la moyenne-variance dans un premier lieu et en étudiant la relation de cointégration des trois stratégies avec le marché américain dans un second lieu.

2.3. Données et statistiques descriptives

La base de données est composée des rendements mensuels de l'indice S&P 500, des obligations de 10 ans du trésor américain²⁰ et des indices boursiers MSCI et S&P libellés en dollar américain et couvrant la période entre 31 décembre 1994 et 31 janvier 2008. En suivant les indices de Morgan Stanley Capital International (MSCI), notre échantillon est composé de 22 pays développés, 19 pays émergents et six régions géographiques. En outre, nous distinguons entre les régions composées de pays développés et celles composées de pays émergents, toujours selon la décomposition de MSCI. Notre échantillon contient également les dix secteurs industriels globaux construits par Standard and Poor's (S&P). Les deux types d'indices choisis se distinguent par leur caractère investissable et sont activement utilisés dans les stratégies de l'investissement passif comme pour les iShares par exemple. L'iShares est le nom donné à la gamme des fonds négociés en bourse de Barclays Global Investors aux É.-U et au Canada et sont conçus pour reproduire la performance des indices investissables construits par MSCI ou S&P.

²⁰ Source : CRSP.

Morgan Stanley Capital International, une firme de services financiers mondiale à participation majoritaire de Morgan Stanley, gère une importante série d'indices internationaux, allant des grands indices mondiaux (comme l'indice MSCI World) aux indices régionaux (comme le MSCI Europe) et aux indices propres aux pays. MSCI a réorganisé ses indices internationaux en 2002 pour qu'ils soient entièrement pondérés en tenant compte des flottements libres et pour qu'ils couvrent une plus grande portion des marchés, passant de 60% à environ 90%.

Les actions dans chaque pays sont triées par industrie et par taille, elles sont classées en ordre décroissant avec examen du flottement libre et de la liquidité. Le rééquilibrage et la reconstitution se font tous les trimestres, une région à la fois. Tous les indices sont révisés aux 18 mois. On tient compte, dès qu'ils se produisent, des événements extraordinaires survenant dans les entreprises et touchant les pondérations et la représentation au sein de l'industrie. Les changements sont annoncés deux semaines à l'avance.

S&P est un autre grand fournisseur d'indices. L'indice S&P 1200 est le premier indice mondial à être calculé en temps réel. Il couvre 31 pays dans 6 regroupements régionaux distincts : S&P 500, S&P TSX 60, S&P Latin America 40, S&P TOPIX 150, S&P Asia Pacific 100 et le S&P Europe 350. Chacun de ces indices est constitué en vertu des mêmes règles que le S&P 500, avec l'ajout d'un facteur de flottement libre. La proportion de chaque composante dépend de la taille de sa valeur marchande rajustée dans le marché des actions mondiales. Les changements de 5% et plus sont mis à jour immédiatement, ceux de moins de 5% sont reflétés sur une base trimestrielle. Les changements à l'indice sont annoncés 10 jours à l'avance. L'indice se divise en 10 secteurs selon les normes de classification industrielle mondiale (Global Industrie Classification Standard).

Les tableaux 2.1, 2.2, 2.3 et 2.4 présentent les différents pays, régions et secteurs dans notre échantillon, la moyenne de leurs rendements et leurs écart-types annualisés ainsi que leur corrélation avec le marché américain. L'échantillon est divisé en deux sous-périodes 1994-1999 et 2000-2008 et les résultats sont rapportés pour ces deux sous-périodes et pour l'ensemble de la période d'étude. Le choix de cette division est motivé par les résultats des

études antérieures qui montrent qu'à partir des années 2000 et après l'éclatement de la bulle technologique le rapport pays-industrie a changé.

Nous constatons que le rendement moyen annuel des indices des pays émergents est de 13.75%, nettement plus élevé que celui des pays développés (10.73%), des secteurs (9.92%) et des régions (10.15%). Cependant l'écart-type est également beaucoup plus élevé, ce qui rappelle la forte volatilité des marchés émergents. Les tableaux 2.1, 2.2, 2.3 et 2.4 montrent également les corrélations avec le marché américain. Encore une fois, ce sont les pays émergents qui sont les moins corrélés avec le marché américain et ce, pendant toute la période. Ces éléments, des rendements plus élevés et des corrélations plus faibles, donnent à penser que la diversification internationale par pays émergents devrait mieux performer que la diversification par pays développés.

Nous remarquons également que les corrélations avec le marché américain ont augmenté pendant la période 2000-2008 par rapport à la première période pour les pays développés et émergents et les régions. Cependant, elle a diminué pour les secteurs industriels; ce qui laisse présager que les gains de la diversification internationale sectorielle devraient augmenter pendant la deuxième période.

Tableau 2.1: Statistiques descriptives pour les indices des pays développés

| | | 1994-2000 | | | 2000-2008 | | | 1994-2008 | | |
|---------------------------|------------------|---------------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|---------------|---------------|--------------|
| | | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ |
| Marchés développés | | | | | | | | | | |
| Europe | Autriche | -0.0246 | 0.1904 | 0.3953 | 0.1773 | 0.1791 | 0.4367 | 0.1015 | 0.185 | 0.3704 |
| | Belgique | 0.1413 | 0.1352 | 0.4503 | 0.0576 | 0.1931 | 0.6077 | 0.089 | 0.1735 | 0.5537 |
| | Danemark | 0.1658 | 0.1587 | 0.4276 | 0.1352 | 0.1781 | 0.7439 | 0.1467 | 0.1706 | 0.6222 |
| | Finlande | 0.4378 | 0.3097 | 0.5669 | 0.0723 | 0.3487 | 0.616 | 0.2097 | 0.3375 | 0.6101 |
| | France | 0.1907 | 0.1619 | 0.5547 | 0.0586 | 0.1855 | 0.7911 | 0.1082 | 0.1775 | 0.7101 |
| | Allemagne | 0.162 | 0.1655 | 0.6254 | 0.0762 | 0.2376 | 0.7939 | 0.1084 | 0.2132 | 0.7271 |
| | Grèce | 0.3272 | 0.3144 | 0.3043 | 0.0409 | 0.262 | 0.4316 | 0.1485 | 0.2847 | 0.3953 |
| | Irlande | 0.1482 | 0.1456 | 0.5942 | 0.043 | 0.1866 | 0.661 | 0.0826 | 0.1725 | 0.6362 |
| | Italie | 0.16 | 0.2341 | 0.4171 | 0.064 | 0.1847 | 0.6282 | 0.1001 | 0.2044 | 0.5336 |
| | Hollande | 0.1728 | 0.1546 | 0.5888 | 0.0435 | 0.1917 | 0.7862 | 0.0921 | 0.1791 | 0.7191 |
| | Norvège | 0.0503 | 0.2272 | 0.4839 | 0.1659 | 0.2253 | 0.6849 | 0.1225 | 0.2259 | 0.576 |
| | Portugal | 0.1505 | 0.2072 | 0.3659 | 0.076 | 0.1998 | 0.5028 | 0.104 | 0.2022 | 0.4498 |
| | Espagne | 0.2523 | 0.2116 | 0.571 | 0.0992 | 0.1966 | 0.7203 | 0.1567 | 0.2028 | 0.6647 |
| | Suède | 0.2691 | 0.2005 | 0.5548 | 0.0693 | 0.2736 | 0.7602 | 0.1444 | 0.2496 | 0.6937 |
| | Suisse | 0.1848 | 0.1767 | 0.4612 | 0.0671 | 0.1441 | 0.6618 | 0.1113 | 0.1575 | 0.5798 |
| | Grande Bretagne | 0.1534 | 0.1096 | 0.5822 | 0.0273 | 0.1398 | 0.8081 | 0.0747 | 0.1301 | 0.7364 |
| Pacifique | Australie | 0.0544 | 0.1692 | 0.5969 | 0.1353 | 0.177 | 0.6612 | 0.1049 | 0.1739 | 0.6054 |
| | Hong Kong | 0.1382 | 0.3419 | 0.5761 | 0.0655 | 0.1996 | 0.6003 | 0.0928 | 0.2614 | 0.5613 |
| | Japon | 0.0242 | 0.2188 | 0.3969 | -0.004 | 0.1705 | 0.4796 | 0.0066 | 0.1894 | 0.4337 |
| | Nouvelle Zélande | -0.0112 | 0.219 | 0.4618 | 0.0884 | 0.1999 | 0.4693 | 0.051 | 0.2071 | 0.4378 |
| | Singapour | 0.05 | 0.3207 | 0.59 | 0.0663 | 0.2153 | 0.5999 | 0.0602 | 0.2589 | 0.5668 |
| | Canada | 0.1592 | 0.1824 | 0.8095 | 0.1361 | 0.1948 | 0.7773 | 0.1448 | 0.1897 | 0.7721 |
| | Moyenne | 15.26% | 20.70% | 0.517 | 8.00% | 20.38% | 0.646 | 10.73% | 20.67% | 0.589 |

Note : Ce tableau présente les statistiques descriptives suivantes des rendements des indices MSCI des pays développés : le rendement moyen annualisé, l'écart type et la corrélation avec le marché américain. Le tableau présente également les moyennes de ces statistiques pour tout le groupe des pays développés. Les rendements sont calculés en dollar américain et l'échantillon est divisé en deux sous-périodes : décembre 1994 - décembre 1999 et janvier 2000 - janvier 2008.

Tableau 2.2: Statistiques descriptives pour les indices des pays émergents

| | | 1994-2000 | | | 2000-2008 | | | 1994-2008 | | |
|--------------------------|-------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ |
| Marchés émergents | | | | | | | | | | |
| Europe | Rép Tchèque | -0.005 | 0.302 | 0.202 | 0.312 | 0.263 | 0.353 | 0.193 | 0.281 | 0.244 |
| | Hongrie | 0.303 | 0.429 | 0.517 | 0.199 | 0.293 | 0.444 | 0.238 | 0.350 | 0.466 |
| | Pologne | 0.118 | 0.426 | 0.421 | 0.181 | 0.314 | 0.509 | 0.157 | 0.359 | 0.447 |
| | Russie | 0.408 | 0.809 | 0.403 | 0.352 | 0.408 | 0.539 | 0.373 | 0.589 | 0.431 |
| Asie | Chine | -0.021 | 0.500 | 0.413 | 0.117 | 0.288 | 0.558 | 0.065 | 0.381 | 0.442 |
| | Inde | 0.020 | 0.299 | 0.113 | 0.223 | 0.282 | 0.413 | 0.147 | 0.289 | 0.265 |
| | Indonésie | 0.014 | 0.665 | 0.445 | 0.227 | 0.354 | 0.287 | 0.147 | 0.493 | 0.330 |
| | Corée | 0.127 | 0.579 | 0.283 | 0.149 | 0.310 | 0.631 | 0.141 | 0.429 | 0.413 |
| | Malaisie | -0.021 | 0.481 | 0.432 | 0.122 | 0.194 | 0.270 | 0.068 | 0.332 | 0.311 |
| | Pakistan | -0.137 | 0.450 | 0.135 | 0.233 | 0.352 | 0.182 | 0.094 | 0.394 | 0.125 |
| | Philippines | -0.104 | 0.410 | 0.542 | 0.074 | 0.267 | 0.344 | 0.007 | 0.328 | 0.400 |
| | Taiwan | 0.043 | 0.322 | 0.438 | 0.017 | 0.284 | 0.489 | 0.027 | 0.298 | 0.458 |
| | Thaïlande | -0.160 | 0.554 | 0.543 | 0.145 | 0.331 | 0.447 | 0.031 | 0.429 | 0.442 |
| Amérique latine | Argentine | 0.127 | 0.340 | 0.559 | 0.148 | 0.416 | 0.279 | 0.140 | 0.388 | 0.358 |
| | Brésil | 0.086 | 0.420 | 0.464 | 0.267 | 0.370 | 0.675 | 0.199 | 0.389 | 0.557 |
| | Chili | -0.038 | 0.263 | 0.522 | 0.139 | 0.201 | 0.638 | 0.073 | 0.227 | 0.539 |
| | Colombie | -0.096 | 0.348 | 0.167 | 0.309 | 0.317 | 0.288 | 0.157 | 0.333 | 0.192 |
| | Mexique | 0.146 | 0.374 | 0.564 | 0.185 | 0.230 | 0.712 | 0.170 | 0.291 | 0.600 |
| | Pérou | 0.037 | 0.319 | 0.307 | 0.277 | 0.266 | 0.270 | 0.187 | 0.288 | 0.249 |
| Moyenne | | 4.45% | 43.63% | 0.3931 | 19.34% | 30.21% | 0.4382 | 13.75% | 36.14% | 0.3827 |

Note : Ce tableau présente les statistiques descriptives suivantes des rendements des indices MSCI des pays émergents : le rendement moyen annualisé, l'écart type et la corrélation avec le marché américain. Le tableau présente également les moyennes de ces statistiques pour tout le groupe des pays émergents. Les rendements sont calculés en dollar américain et l'échantillon est divisé en deux sous-périodes : décembre 1994 - décembre 1999 et janvier 2000 - janvier 2008.

Tableau 2.3: Statistiques descriptives pour les indices des secteurs industriels

| | 1994-2000 | | | 2000-2008 | | | 1994-2008 | | |
|------------------------------|---------------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|
| | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ |
| Secteurs globaux | | | | | | | | | |
| Consommation de base | 0.152 | 0.130 | 0.777 | 0.060 | 0.106 | 0.362 | 0.094 | 0.116 | 0.543 |
| Cons discrétionnaire | 0.168 | 0.136 | 0.832 | 0.021 | 0.166 | 0.901 | 0.076 | 0.156 | 0.874 |
| Énergie | 0.171 | 0.170 | 0.507 | 0.119 | 0.180 | 0.536 | 0.139 | 0.176 | 0.521 |
| Finance | 0.177 | 0.179 | 0.842 | 0.047 | 0.158 | 0.847 | 0.096 | 0.167 | 0.841 |
| Soins de santé | 0.261 | 0.144 | 0.767 | 0.023 | 0.118 | 0.403 | 0.113 | 0.132 | 0.579 |
| Technologie de l'information | 0.381 | 0.239 | 0.729 | -0.025 | 0.301 | 0.866 | 0.128 | 0.285 | 0.825 |
| Matériaux | 0.059 | 0.166 | 0.634 | 0.135 | 0.187 | 0.719 | 0.107 | 0.179 | 0.656 |
| Produits industriels | 0.136 | 0.133 | 0.846 | 0.057 | 0.154 | 0.883 | 0.087 | 0.146 | 0.861 |
| Télécommunication | 0.264 | 0.154 | 0.663 | -0.033 | 0.204 | 0.787 | 0.079 | 0.191 | 0.754 |
| Services aux collectivités | 0.058 | 0.098 | 0.585 | 0.086 | 0.133 | 0.482 | 0.075 | 0.121 | 0.489 |
| Moyenne | 18.27% | 15.49% | 0.718 | 4.89% | 17.06% | 0.679 | 9.92% | 16.68% | 0.694 |

Note : Ce tableau présente les statistiques descriptives des rendements des indices MSCI des secteurs industriels suivantes : le rendement moyen annualisé, l'écart type et la corrélation avec le marché américain. Le tableau présente également les moyennes de ces statistiques pour tout le groupe des industries. Les rendements sont calculés en dollar américain et l'échantillon est divisé en deux sous-périodes : décembre 1994 - décembre 1999 et janvier 2000 - janvier 2008.

Tableau 2.4: Statistiques descriptives pour les indices des régions

| | 1994-2000 | | | 2000-2008 | | | 1994-2008 | | |
|---------------------|----------------|----------------|--------------|---------------|----------------|--------------|----------------|----------------|--------------|
| | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ | μ | σ | ρ |
| Régions | | | | | | | | | |
| Europe développée | 0.173 | 0.124 | 0.695 | 0.052 | 0.162 | 0.829 | 0.097 | 0.149 | 0.782 |
| Pacifique développé | 0.022 | 0.204 | 0.498 | 0.020 | 0.155 | 0.596 | 0.021 | 0.175 | 0.534 |
| Amérique du nord | 0.240 | 0.140 | 0.999 | 0.012 | 0.142 | 0.997 | 0.098 | 0.144 | 0.998 |
| Europe émergente | 0.178 | 0.303 | 0.471 | 0.191 | 0.288 | 0.603 | 0.186 | 0.293 | 0.536 |
| Asie émergente | -0.040 | 0.294 | 0.574 | 0.103 | 0.229 | 0.649 | 0.050 | 0.255 | 0.576 |
| Amérique latine | 0.069 | 0.314 | 0.588 | 0.211 | 0.257 | 0.737 | 0.158 | 0.280 | 0.636 |
| Moyenne | 10.71 % | 22.99 % | 0.637 | 9.82 % | 20.55 % | 0.735 | 10.15 % | 21.60 % | 0.677 |

Note : Ce tableau présente les statistiques descriptives suivantes des rendements des indices MSCI des régions : le rendement moyen annualisé, l'écart type et la corrélation avec le marché américain. Le tableau présente également les moyennes de ces statistiques pour tout le groupe des régions. Les rendements sont calculés en dollar américain et l'échantillon est divisé en deux sous-périodes : décembre 1994 - décembre 1999 et janvier 2000 - janvier 2008.

2.4. Méthodologie et résultats empiriques

2.4.1. Le test du Mean-variance-spanning

Dans cette section, nous présentons divers tests de «mean-variance spanning» pour examiner les bénéfices de la diversification internationale pour un investisseur américain dont le portefeuille est composé de l'indice S&P 500 et des obligations ayant une échéance de 10 ans du trésor américain. Nous supposons que l'investisseur envisage investir dans les marchés de 22 pays développés, 19 pays émergents, dix secteurs industriels globaux et six régions géographiques. Les tests mean-variance-spanning vont nous permettre de savoir s'il existe des gains de diversification supplémentaires statistiquement significatifs si un investisseur qui détient un portefeuille de référence local décide d'investir successivement dans les pays, les secteurs et les régions géographiques.

Explicitement, quand le test nous montre par exemple que l'ajout d'indices pays au portefeuille de référence améliore sa performance, dans ce cas nous pouvons conclure que la diversification internationale par pays est une stratégie efficace. Si nous augmentons cet ensemble avec des indices sectoriels globaux et nous obtenons des avantages supplémentaires significatifs, alors la stratégie de diversification par secteurs est bénéfique et n'est pas équivalente à celle par pays. Dans le cas contraire, nous pouvons conclure que tout le potentiel de la diversification internationale est réalisé par les pays et la stratégie sectorielle est, au mieux, équivalente à diversifier par pays. Le même raisonnement sera appliqué dans le cas de la stratégie de diversification par régions géographiques. L'ordre de l'ajout des indices pays, secteurs et régions dans l'augmentation des actifs composant le portefeuille est basé sur l'ordre chronologique de l'utilisation de ces trois stratégies dans la littérature (voir annexe 1). Dans les parties qui suivent, nous présentons d'abord le test mean-variance-spanning, ensuite nous détaillons son application à notre problématique, les résultats empiriques suivront.

En effet, en analysant un portefeuille, la question de savoir si un ensemble d'actifs risqués peut améliorer la possibilité d'investissement d'un autre ensemble d'actifs risqués a reçu une attention considérable. En supposant que les investisseurs ne sont concernés que par la moyenne et la variance des actifs, la question est de savoir si un investisseur peut améliorer l'efficacité de sa frontière moyenne-variance en incluant d'autres actifs dans son portefeuille. Cette question porte sur les avantages de la diversification et a été initialement proposée par Huberman et Kandel (1987). Ces derniers proposent un test d'hypothèse multivarié basé sur une régression et examinent si la frontière moyenne-variance d'un ensemble de K actifs de référence est la même que la frontière moyenne-variance des K actifs de référence augmentés de N actifs supplémentaires, appelés actifs de test ou d'essai. À la suite de l'étude de Huberman et Kandel (1987), Ferson, Foerster et Keim (1993) ont développé le test de la moyenne-variance spanning sous l'hypothèse de la non normalité et de l'hétéroscédasticité conditionnelle. De Santis (1993) et Bekaert et Urias (1996) ont développé le test moyenne-variance spanning sous l'approche du facteur d'actualisation stochastique (SDF). D'autres études se sont intéressées à la même question, notamment DeRoos, Nijman et Werker (2001), Korkie et Turtle (2002), Ahn, Conrad, et Dittmar (2003), Jagannathan, Skoulakis, et Wang (2003).

Dans la littérature, le premier groupe des K actifs est appelé actifs de référence et l'ensemble des actifs supplémentaires N est appelé «les actifs test». Nous dirons que l'ensemble des K actifs risqués couvre (spans) un ensemble plus large de $K + N$ actifs risqués si la frontière moyenne-variance des K actifs est identique à celle des $K+N$ actifs. Dans l'hypothèse de l'existence d'un actif sans risque et la possibilité de prêter et d'emprunter sans limite à ce taux sans risque, les investisseurs qui se soucient de la moyenne et de la variance de leur portefeuille ne seront intéressés que par le portefeuille de tangence de la frontière efficiente des actifs risqués (celui qui maximise le ratio Sharpe). Dans ce cas, les investisseurs ne sont concernés qu'à déterminer si le portefeuille tangent de la frontière des K actifs risqués de référence est le même que celui des $K+N$ actifs risqués. Toutefois, quand un actif sans risque n'existe pas, ou la possibilité d'emprunter et de prêter sans limite au taux sans risque n'est pas permise, les investisseurs sont plutôt intéressés à savoir si les deux frontières efficientes sont identiques.

La réponse à cette question nous permet de répondre à deux interrogations intéressantes en finance. La première est de savoir si, en présence d'un ensemble de $K+N$ actifs risqués, l'investisseur peut-il maximiser son utilité en réduisant sa détention à un sous ensemble de K actifs au lieu de garder les $K+N$ actifs. La deuxième question est de savoir si un investisseur qui détient K actifs risqués peut améliorer sa performance en rajoutant une nouvelle série de N actifs à son portefeuille. Cette dernière question porte sur les bénéfices de la diversification et est particulièrement pertinente dans le contexte de la gestion de portefeuille international lorsque les K actifs de référence sont des actifs domestiques alors que les N actifs test sont des investissements sur les marchés étrangers.

Huberman et Kandel (1987) ont formalisé le test du spanning comme suit. Soit $R_t = [R_{1t}, R_{2t}]'$, le vecteur ligne des rendements des $N+K$ actifs risqués au temps t , avec R_{1t} est le vecteur des rendements des K actifs risqués de référence à l'instant t et R_{2t} le vecteur des N actifs risqués à tester. Soit μ le rendement espéré des $N+K$ actifs risqués :

$$\mu = E[R_t] = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}$$

Et la matrice variance-covariance des N+K actifs s'écrit :

$$V = Var[R_t] = \begin{bmatrix} v_{11} & v_{12} \\ v_{21} & v_{22} \end{bmatrix}$$

En régressant R_{2t} sur R_{1t} , nous obtenons l'équation suivante :

$$R_{2t} = \alpha + \beta \cdot R_{1t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

- R_2 , α et ε sont des vecteurs de dimension $N \times 1$, R_1 est un vecteur de dimension $K \times 1$ et β est une matrice de dimension $N \times K$.
- R_1 est le vecteur des rendements des actifs de référence.
- R_2 est le vecteur des rendements des actifs de test.
- Les vecteurs R_1 , R_2 et ε sont aléatoires. Le vecteur aléatoire ε est non corrélé avec le vecteur aléatoire R , et la valeur espérée de chaque élément de ε est égale à 0 : $E[\varepsilon_t] = 0_N$ et $E[\varepsilon_t R_{1t}'] = 0_{N \times K}$, 0_N et $0_{N \times K}$ sont deux vecteurs dont les éléments sont tous nuls.
- α et β sont estimés respectivement par les deux équations suivantes :
 $\alpha = \mu_2 - \beta \mu_1$ et $\beta = V_{21} V_{11}^{-1}$.

Soit $\delta = 1_N - \beta 1_K$, Huberman et Kandel (1987) fournissent les conditions nécessaires et suffisantes pour le spanning en terme de restrictions sur α et δ . En effet pour déterminer si la frontière moyenne-variance dérivée par R est la même que la frontière moyenne-variance générée par R et R_1 , nous avons besoin de tester les deux relations suivantes:

$$H_0 : \alpha = 0_N, \delta = 0_N.$$

L'intuition sous-jacente à cette hypothèse est que les rendements des N (nouveaux) titres test peuvent être parfaitement répliqués (spanned) par les rendements des K titres de référence. En effet, les rendements des actifs additionnés peuvent être écrits comme une combinaison linéaire des rendements des actifs de référence plus un terme d'erreur de moyenne zéro. De plus, la variance des actifs de test sera plus élevée que celle des actifs de référence puisque R_t et ε_t sont non corrélés et la $\text{Var}(\varepsilon_t)$ est positivement définie. En cas de spanning, aucun investisseur ne peut améliorer sa frontière moyenne-variance en y incluant de nouveaux titres dans son univers d'investissement. Huberman et Kandel testent ces hypothèses en utilisant le test du ratio de vraisemblance²¹ sur les estimations OLS de l'équation (1).

Pour avoir une meilleure compréhension de ce que les deux conditions $\alpha=0_N$ et $\delta=0_N$ représentent, nous considérons deux portefeuilles sur la frontière efficiente générée par les K + N actifs dont les poids sont donnés par les deux équations suivantes :

$$w_1 = \frac{V^{-1}\mu}{1'_{N+K}V^{-1}\mu} \text{ et}$$

$$w_2 = \frac{V^{-1}1_{N+K}}{1'_{N+K}V^{-1}1_{N+K}}$$

Nous savons, selon Merton (1972) et Roll (1977), que le premier est le portefeuille de tangence à l'origine et la deuxième est le portefeuille de variance minimale.

Soit $\Sigma = V_{22} - V_{21}V_{11}^{-1}V_{12}$ et $Q = [0_{N \times K}, I_N]$. Les pondérations des N actifs de test dans les deux portefeuilles sont données respectivement par les deux formules suivantes :

²¹ Likelihood ratio test

$$Q_{w1} = \frac{QV^{-1}\mu}{1'_{N+K}V^{-1}\mu} = \frac{[-\Sigma\beta, \Sigma^{-1}]\mu}{1'_{N+K}V^{-1}\mu} = \frac{\Sigma^{-1}(\mu_2 - \beta\mu_1)}{1'_{N+K}V^{-1}\mu} = \frac{\Sigma^{-1}\alpha}{1'_{N+K}V^{-1}\mu}$$

$$Q_{w2} = \frac{QV^{-1}1_{N+K}}{1'_{N+K}V^{-1}1_{N+K}} = \frac{[-\Sigma\beta, \Sigma^{-1}]1_{N+K}}{1'_{N+K}V^{-1}1_{N+K}} = \frac{\Sigma^{-1}(1_N - \beta 1_N)}{1'_{N+K}V^{-1}1_{N+K}} = \frac{\Sigma^{-1}\delta}{1'_{N+K}V^{-1}1_{N+K}}$$

De ces deux expressions, nous pouvons déduire que le test de $\alpha=0_N$ est équivalent à savoir si les pondérations des N actifs d'essai sont nulles dans le portefeuille de tangence à l'origine, et le test $\delta=0_N$ est un test pour savoir si les pondérations des N actifs d'essai sont nulles dans le portefeuille à variance minimale. Par le théorème de séparation²², nous savons que lorsqu'il existe deux portefeuilles sur la frontière efficiente générée par les $N+K$ dont les pondérations des N actifs de test sont nulles, alors les pondérations des N actifs dans tout portefeuille sur la frontière efficiente des $N+K$ sont également nulles.

Finalement, une hypothèse cruciale du test de Huberman et Kandel (1987) est que, conditionnellement aux R_t , les erreurs ε_t sont indépendantes et identiquement distribuées selon une distribution normale multivariée de moyenne zéro et de variance σ . Toutefois, si la distribution des R_t n'est pas normale et conditionnellement hétéroscédastique, le test du ratio de vraisemblance ne sera plus asymptotiquement distribué selon une χ^2_{2N} sous l'hypothèse nulle. Dans ce cas, une alternative est l'utilisation de la méthode GMM de Bekaert et Urias (1996) qui utilisent un test basé sur un ratio de vraisemblance qui corrige pour l'autocorrélation. Dans cette étude, nous utiliserons celui de Huberman et Kandel (1987) et celui de Bekaert et Urias (1996) comme test de robustesse.

En conclusion, la question principale abordée dans cette section est de savoir si un investisseur américain qui détient un portefeuille local parfaitement diversifié, appelé le portefeuille de référence, est en mesure d'améliorer sa performance en ajoutant successivement de nouvelles séries d'actifs, notamment des actifs représentant des pays, des secteurs ou des régions. L'inclusion de chacune de catégories d'actifs supplémentaires dans

²² Théorème de la séparation.

l'ensemble du portefeuille de référence déplace significativement la frontière efficiente vers la gauche uniquement si les nouveaux actifs ne sont pas «mean variance spanned (répliqués)» par les actifs du portefeuille référence.

Les résultats sont présentés dans les tableaux 2.5 à 2.8. Dans chaque tableau, le panel A présente le test de Huberman et Kandel basé sur les moindres carrés ordinaires OLS, alors que le panel B présente le test de Bekaert et Urias basé sur l'estimation par GMM. Chacun des deux panels présente également les tests pour toute la période d'échantillonnage entre 1994 et 2008 et pour chacune des deux sous-périodes : décembre 1994 - décembre 1999 et janvier 2000 - janvier 2008. Les résultats présentés dans ces tableaux sont essentiellement des p-values associés au test du mean-variance spanning. Pour les tableaux 2.5 à 2.7, le portefeuille référence est toujours composé de l'indice S&P500 et des obligations ayant une échéance 10 ans du trésor américain. Les tests sont effectués pour chaque indice pays, secteur ou région considéré individuellement et aussi pour tous les indices ensemble. Pour le tableau 2.8, les actifs du portefeuille référence et de test sont indiqués.

Nous interprétons la valeur des p-values comme le seuil auquel nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle, c'est-à-dire le mean-variance spanning. Plus le p-value est élevé plus nous sommes confiants qu'un indice ou un portefeuille donné est «mean-variance spanned» et n'a donc aucun effet positif sur l'accroissement des avantages de la diversification internationale. Pour des fins d'analyse, nous choisissons le seuil de 5% pour le rejet de l'hypothèse nulle.

Pour le tableau 2.5, qui représente les pays développés, les résultats de l'ensemble de la période rejettent le spanning au seuil de 5% par les deux tests pour les pays suivants : Autriche, Australie, Belgique, Finlande, Irlande, Suisse, Grande Bretagne, Nouvelle Zélande et le Japon. Le test rejette également le spanning quand tous les pays développés sont inclus conjointement. Pour les pays cités ainsi que pour l'ensemble des pays développés, le rejet du spanning signifie qu'ils ont procuré pendant toute la période de l'étude un avantage de diversification internationale positif et significatif pour un investisseur américain. Le reste des pays offre moins d'avantages. Ce résultat confirme celui d'Errunza et al. (1999), mais contradictoire à celui de DeSantis (1994).

Toutefois, les résultats des deux sous-périodes ne sont pas stables. En effet, bien que nous puissions rejeter conjointement le spanning pour les 22 pays développés pour chacune des deux sous-périodes, globalement, nous constatons que la première sous-période 1994-1999 suggère plus de rejets de l'hypothèse nulle que la seconde période entre 2000 et 2008. On pourrait interpréter cela comme une preuve que les marchés boursiers mondiaux se sont de plus en plus intégrés pendant la seconde sous-période 2000-2008, réduisant ainsi les avantages de la diversification internationale.

Tableau 2.5: Tests du *mean-variance-spanning* pour les pays développés

| | | Panel A : Huberman-Kandel (OLS) | | | Panel B : Bekaert-Urias (GMM) | | |
|---------------------------|----------------------|---------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|
| | | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 |
| Marchés développés | | | | | | | |
| Europe | Autriche | 0.000 | 0.045 | 0.000 | 0.005 | 0.358 | 0.005 |
| | Belgique | 0.000 | 0.444 | 0.004 | 0.000 | 0.606 | 0.008 |
| | Danemark | 0.002 | 0.294 | 0.175 | 0.036 | 0.300 | 0.176 |
| | Finlande | 0.135 | 0.053 | 0.007 | 0.085 | 0.082 | 0.009 |
| | France | 0.054 | 0.410 | 0.520 | 0.085 | 0.639 | 0.659 |
| | Allemagne | 0.051 | 0.004 | 0.482 | 0.111 | 0.136 | 0.601 |
| | Grèce | 0.749 | 0.028 | 0.363 | 0.772 | 0.462 | 0.452 |
| | Irlande | 0.003 | 0.326 | 0.014 | 0.029 | 0.426 | 0.009 |
| | Italie | 0.284 | 0.893 | 0.177 | 0.320 | 0.920 | 0.351 |
| | Hollande | 0.007 | 0.295 | 0.524 | 0.116 | 0.642 | 0.550 |
| | Norvège | 0.037 | 0.054 | 0.305 | 0.305 | 0.097 | 0.397 |
| | Portugal | 0.042 | 0.467 | 0.037 | 0.133 | 0.690 | 0.092 |
| | Espagne | 0.798 | 0.102 | 0.426 | 0.862 | 0.450 | 0.523 |
| | Suède | 0.369 | 0.003 | 0.082 | 0.734 | 0.173 | 0.264 |
| | Suisse | 0.026 | 0.096 | 0.004 | 0.212 | 0.162 | 0.014 |
| | Grande Bretagne | 0.000 | 0.057 | 0.000 | 0.000 | 0.145 | 0.000 |
| Pacifique | Australie | 0.003 | 0.358 | 0.000 | 0.019 | 0.520 | 0.101 |
| | Hong Kong | 0.714 | 0.786 | 0.287 | 0.849 | 0.836 | 0.336 |
| | Japon | 0.009 | 0.003 | 0.000 | 0.135 | 0.109 | 0.011 |
| | Nouvelle Zélande | 0.006 | 0.022 | 0.000 | 0.095 | 0.443 | 0.025 |
| | Singapour | 0.283 | 0.645 | 0.023 | 0.700 | 0.750 | 0.150 |
| | Canada | 0.619 | 0.029 | 0.113 | 0.734 | 0.047 | 0.174 |
| | Tous les pays | 0.005 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.004 |

Pour les pays émergents présentés dans le tableau 2.6, nous constatons que 12 pays sur 19 ont une contribution positive quant à la diversification internationale pendant toute la période de l'échantillon. Ce résultat est contraire à celui de DeSantis (1994) et Bekaert et Urias (1996) qui ont trouvé des gains significatifs pour les pays émergents. Cependant, il confirme celui d'Errunza et al. (1999) qui n'ont trouvé de gains que pour 5 des 9 pays émergents de leur échantillon. De plus, le test de Bekaert et Urias montre que l'apport de l'ensemble des pays émergents n'est pas concluant pendant la période 2000-2008. Ces résultats nous mènent à conclure que la diversification internationale par les pays émergents s'est effritée avec le temps et ce, à cause de leur intégration progressive avec le marché américain.

Tableau 2.6: Tests du *mean-variance-spanning* pour les pays émergents

| | | Panel A : Huberman-Kandel (OLS) | | | Panel B : Bekaert-Urias (GMM) | | |
|--------------------------|-------------|---------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|
| | | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 |
| Marchés émergents | | | | | | | |
| Europe | Rép Tchèque | 0.030 | 0.174 | 0.001 | 0.065 | 0.540 | 0.099 |
| | Hongrie | 0.333 | 0.256 | 0.120 | 0.272 | 0.426 | 0.063 |
| | Pologne | 0.979 | 0.191 | 0.231 | 0.986 | 0.162 | 0.296 |
| | Russie | 0.165 | 0.002 | 0.007 | 0.456 | 0.003 | 0.030 |
| Asie | Chine | 0.996 | 0.232 | 0.189 | 0.996 | 0.259 | 0.287 |
| | Inde | 0.013 | 0.247 | 0.008 | 0.033 | 0.590 | 0.143 |
| | Indonésie | 0.588 | 0.187 | 0.044 | 0.779 | 0.510 | 0.132 |
| | Corée | 0.234 | 0.012 | 0.028 | 0.707 | 0.034 | 0.164 |
| | Malaisie | 0.899 | 0.078 | 0.110 | 0.865 | 0.080 | 0.330 |
| | Pakistan | 0.086 | 0.376 | 0.005 | 0.210 | 0.685 | 0.110 |
| | Philippine | 0.323 | 0.123 | 0.003 | 0.726 | 0.431 | 0.151 |
| | Taiwan | 0.593 | 0.978 | 0.485 | 0.580 | 0.984 | 0.588 |
| | Thaïlande | 0.131 | 0.128 | 0.001 | 0.707 | 0.336 | 0.106 |
| Amérique latine | Argentine | 0.926 | 0.151 | 0.121 | 0.933 | 0.572 | 0.272 |
| | Brésil | 0.529 | 0.000 | 0.004 | 0.861 | 0.000 | 0.020 |
| | Chili | 0.124 | 0.176 | 0.009 | 0.244 | 0.509 | 0.157 |
| | Colombie | 0.018 | 0.019 | 0.002 | 0.199 | 0.513 | 0.116 |
| | Mexique | 0.650 | 0.008 | 0.010 | 0.609 | 0.009 | 0.032 |
| | Pérou | 0.085 | 0.421 | 0.062 | 0.494 | 0.609 | 0.318 |
| Tous les pays | | 0.043 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.199 | 0.004 |

Les résultats de la stratégie de diversification sectorielle sont présentés dans le tableau 2.7. Nous constatons d'abord que sur la base de nos deux tests, l'ensemble des secteurs industriels mondiaux offrent des avantages significatifs pour toutes les périodes. De plus, des dix secteurs inclus dans l'échantillon, uniquement trois secteurs ont un p-value supérieur à 5% et n'offrent donc aucun gain sur toute la période, notamment ceux de la consommation discrétionnaire, la finance et la télécommunication. Pour les résultats des deux sous-périodes, uniquement 4 des 10 secteurs ont offert des gains pendant la période 1994-2008 alors qu'ils étaient 8 sur 10 pendant la période 1994-1999. Ce résultat confirme encore une fois que les gains de la diversification internationale par secteurs ont diminué pendant la période 2000-

2008. Par contre, il appert, selon les résultats des deux tests, que la diversification sectorielle offre des gains plus importants que ceux par les pays.

Tableau 2.7 : Tests du *mean-variance-spanning* pour les secteurs mondiaux

| | Panel A : Huberman-Kandel (OLS) | | | Panel B : Bekaert-Urias (GMM) | | |
|----------------------------|---------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|
| | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 |
| Secteurs globaux | | | | | | |
| Cons de base | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.064 | 0.000 | 0.000 |
| Cons discrétionnaire | 0.004 | 0.414 | 0.089 | 0.044 | 0.447 | 0.304 |
| Énergie | 0.030 | 0.667 | 0.034 | 0.160 | 0.711 | 0.043 |
| Finance | 0.596 | 0.871 | 0.798 | 0.866 | 0.926 | 0.755 |
| Soins de santé | 0.330 | 0.000 | 0.000 | 0.419 | 0.000 | 0.000 |
| Tech d'informations | 0.038 | 0.000 | 0.000 | 0.049 | 0.002 | 0.000 |
| Matériaux | 0.003 | 0.200 | 0.005 | 0.177 | 0.232 | 0.095 |
| Produits industriels | 0.000 | 0.359 | 0.033 | 0.002 | 0.599 | 0.083 |
| Télécommunication | 0.018 | 0.077 | 0.296 | 0.624 | 0.532 | 0.339 |
| Services aux collectivités | 0.000 | 0.002 | 0.000 | 0.000 | 0.007 | 0.000 |
| Tous les secteurs | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Le tableau 2.8 présente les résultats de la troisième stratégie en étude, en l'occurrence la stratégie de diversification par régions. Sur la base des deux tests, nous remarquons d'abord que l'ensemble des régions offrent des gains positifs significatifs pour toutes les périodes. Cependant, le résultat le plus important de ce tableau est que quatre des six régions procurent un avantage de diversification pendant la période 2000-2008 alors que seule l'Europe développée et le Pacifique développé procuraient une diversification durant la précédente période. Ce résultat signifie qu'au moment où les deux stratégies par pays et par secteurs perdent du terrain dans le temps, la stratégie de diversification internationale par région en gagne.

Tableau 2.8: Tests du *mean-variance-spanning* pour les régions

| | Panel A : Huberman-Kandel (OLS) | | | Panel B : Bekaert-Urias (GMM) | | |
|---------------------------|---------------------------------|--------------|--------------|-------------------------------|--------------|--------------|
| | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 |
| Régions | | | | | | |
| Europe développée | 0.000 | 0.836 | 0.035 | 0.005 | 0.843 | 0.072 |
| Pacifique développé | 0.009 | 0.006 | 0.000 | 0.135 | 0.165 | 0.024 |
| Amérique du nord | 0.491 | 0.040 | 0.032 | 0.687 | 0.039 | 0.037 |
| Europe émergente | 0.682 | 0.007 | 0.055 | 0.791 | 0.077 | 0.120 |
| Asie émergente | 0.326 | 0.185 | 0.004 | 0.500 | 0.346 | 0.181 |
| Amérique latine | 0.768 | 0.000 | 0.003 | 0.910 | 0.001 | 0.036 |
| Toutes les régions | 0.013 | 0.000 | 0.000 | 0.005 | 0.000 | 0.000 |

Finalement, le tableau 2.9 présente les résultats de la diversification internationale par les trois stratégies. Dans chacune des neuf expériences, un portefeuille référence est composé du portefeuille local, notamment l'indice S&P 500 et des obligations, augmenté d'une ou de deux des trois stratégies de diversification internationale : par pays, par secteurs ou par régions. Le portefeuille test est toujours composé d'une stratégie de diversification. Nous constatons que pour l'ensemble de la période, la stratégie de diversification par pays améliore la stratégie sectorielle et celle par régions. Cependant, elle était moins efficace pendant la période 1994-1999 quand les secteurs sont dans le portefeuille référence. La stratégie sectorielle améliore également les deux autres stratégies pour l'ensemble de la période, mais était, elle aussi, moins efficace entre 1994 et 1999 quand les indices pays sont dans le portefeuille référence. Ce résultat signifie que les deux stratégies sectorielle et par pays étaient équivalentes pendant la période 1994-1999 et que chacune capte tout le potentiel de la diversification internationale.

La stratégie de diversification par régions améliore uniquement un portefeuille diversifié sectoriellement et ce, pour toute la période. De plus, elle n'est efficace que pendant la période 2000-2008 pour les stratégies sectorielle et par pays. Ce résultat confirme une autre fois que la stratégie de diversification par régions n'a pris de la valeur que pendant la période 2000-2008.

Quand nous incluons deux stratégies dans le portefeuille référence et que nous l'augmentons par une troisième stratégie concurrentielle, nous remarquons qu'aucune des trois stratégies n'a amélioré les caractéristiques rendement-risque du portefeuille référence pendant la première période entre 1994 et 1999. Cependant les trois stratégies étaient efficaces pendant la seconde période et pour toute la période d'étude, avec une suprématie de la stratégie de diversification par pays suivie de la stratégie sectorielle et ensuite de la stratégie de diversification par région. Ce résultat indique que les trois stratégies ne sont pas équivalentes, particulièrement à partir des années 2000. En effet, chacune des trois stratégies offre des gains de diversification internationale qui lui sont propres et aucune d'elles ne capte tout le potentiel escompté de la diversification internationale.

Tableau 2.9: Tests du *mean-variance-spanning* pour les trois stratégies

| | Panel A : Huberman-Kandel (OLS) | | | Panel B : Bekaert-Urias (GMM) | | |
|---|---------------------------------|-----------|-----------|-------------------------------|-----------|-----------|
| | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 | 1994-2000 | 2000-2008 | 1994-2008 |
| Référence : Local+secteurs Test : Pays | 0.2870 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Référence : Local+régions Test : Pays | 0.0110 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Référence : Local+pays Test : Secteurs | 0.3250 | 0.0010 | 0.0030 | 0.0060 | 0.0900 | 0.0060 |
| Référence : Local+ régions Test : Secteurs | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 |
| Référence : Local+pays Test : Régions | 0.1410 | 0.0290 | 0.1470 | 0.0050 | 0.3080 | 0.3900 |
| Référence : Local+secteurs Test : Régions | 0.2260 | 0.0050 | 0.0000 | 0.5500 | 0.0670 | 0.0360 |
| Référence: Local+secteurs+régions Test : Pays | 0.7610 | 0.0020 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Référence: Local+pays+régions Test : Secteurs | 0.6620 | 0.0290 | 0.0040 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0000 |
| Référence: Local+pays+secteurs Test : Régions | 0.6200 | 0.0430 | 0.0380 | 0.0960 | 0.0000 | 0.0000 |

En conclusion, nous pouvons résumer les principaux résultats de cette section dans le fait que les trois stratégies de diversification internationale par pays, par secteurs et par régions sont des stratégies indépendantes et efficaces et ce, particulièrement à partir des années 2000 où la stratégie par régions a pris beaucoup de place. Toutefois, pendant cette même période, les deux autres stratégies, par pays et par secteurs, ont perdu du terrain. Ainsi, un investisseur américain avec un portefeuille local composé de l'indice S&P 500 et des obligations gouvernementales, peut améliorer la performance de son portefeuille en incluant les trois stratégies.

2.4.2. Test de la cointégration multivarié

Dans cette partie, nous effectuons une analyse détaillée de la dynamique de l'interdépendance à long terme entre les séries des prix de trois portefeuilles représentant les trois stratégies de diversification internationale sous étude. En particulier, nous étudions la relation de cointégration à long terme en utilisant le test de Johansen et Juselius (1990), ensuite nous étudions la dynamique temporelle de cette relation par la procédure de cointégration récursive proposée par Hansen et Johansen (1999). L'objectif est de vérifier l'existence potentielle d'une relation à long terme entre ses trois stratégies. Dans le cas de l'existence de cointégration, nous pourrions conclure que ces trois stratégies sont liées par une relation linéaire à long terme et ne présentent pas de différence. Dans le cas contraire, nous pouvons conclure que ces trois stratégies sont différentes et contribuent, indépendamment, toutes les trois à obtenir des gains de la diversification internationale.

Les tests de cointégration multivariée proposés par Johansen et développés dans Johansen et Juselius ont été largement utilisés dans l'analyse empirique des co-mouvements à long terme entre les marchés financiers. Ces tests déterminent le rang de cointégration (le nombre de tendances stochastiques communes) dans un système à plusieurs variables non stationnaires. Deux tests ont été proposés: le test de la trace et le test des valeurs propres maximales. En raison de l'extrême popularité de ces tests, nous nous limitons à une brève description.

Le test de la trace, qui teste l'hypothèse nulle de r relations de cointégration contre l'hypothèse de n relations de cointégration repose sur la statistique suivante :

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Avec $r=0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$ et $\hat{\lambda}_i$ représente l'estimation de la i ème valeur propre du problème suivant :

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

Le test de la valeur propre maximale, qui teste l'hypothèse nulle $H(r)$ de r vecteurs de cointégration contre l'hypothèse $H(r+1)$ de $r+1$ vecteurs de cointégration est donné par la formule suivante :

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Les valeurs critiques pour les deux tests ont été classées par Osterwald-Lenum (1992). Cheung et Lai (1995) ont effectué des tests Monte-Carlo et suggèrent que la statistique de la trace est plus robuste à l'asymétrie et à l'excès du kurtosis (dans les résidus) par rapport au test de la valeur propre maximale. Par conséquent, lors de l'interprétation des résultats, nous donnons plus de poids aux résultats de la première expérience.

Nous utilisons d'abord des tests de cointégration de Johansen et Juselius pour obtenir des preuves préliminaires sur la présence ou non de relations de cointégration (relation linéaire à long terme) dans le système des trois portefeuilles représentant les trois stratégies. Nous présentons les résultats pour la spécification d'un VAR avec trois modèles différents en ce qui concerne l'intercepte et la tendance dans les données et dans la relation de cointégration. Le nombre de retards a été choisi par l'AIC et égale à deux.

Les deux tableaux 2.10 et 2.11 présentent successivement les résultats pour les tests de la trace et de la valeur propre maximale. Ces tests de cointégration ne fournissent aucune preuve de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries des prix des trois stratégies sur la période totale de l'échantillon et pendant la période entre 2000 et 2008. Cependant, pour le modèle 1, qui est approprié aux séries de moyenne nulle, il existe une relation de cointégration pendant la période entre 1994 et 2000. Ces résultats suggèrent qu'il existait une relation linéaire entre les trois stratégies pendant la période 1994-2000 et qui a ensuite disparu.

Tableau 2.10: Test de la trace pour trois périodes et trois modèles différents

| | | 1994-2000 | | 2000-2008 | | 1994-2008 | |
|---|------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| H0 | H1 | Trace | p-value | Trace | p-value | Trace | p-value |
| Modèle 1 : (AB'Yt-1): pas d'intercepte ni de tendances | | | | | | | |
| $r=0$ | $r \geq 1$ | 22.2598 | 0.0879* | 17.688 | 0.2963 | 14.4972 | 0.5292 |
| $r \leq 1$ | $r \geq 2$ | 8.8762 | 0.1765 | 3.2668 | 0.8131 | 5.1051 | 0.597 |
| $R \leq 2$ | $r \geq 3$ | 3.0665 | 0.0946* | 0.0274 | 0.8928 | 0.6469 | 0.6149 |
| Modèle 2 : (B'Yt-1 + C0) : intercepte mais pas de tendances dans les données | | | | | | | |
| $r=0$ | $r \geq 1$ | 26.8734 | 0.324 | 23.756 | 0.507 | 22.655 | 0.5716 |
| $r \leq 1$ | $r \geq 2$ | 11.5016 | 0.5321 | 7.1857 | 0.8848 | 9.4189 | 0.7059 |
| $r \leq 2$ | $r \geq 3$ | 3.9099 | 0.4962 | 2.9222 | 0.6446 | 0.6469 | 0.9865 |
| Modèle 3 : A(B'Yt-1 + C0 + D0t) + C1 : intercepte et tendances linéaires | | | | | | | |
| $r=0$ | $r \geq 1$ | 33.8718 | 0.3214 | 35.154 | 0.2538 | 32.0686 | 0.4164 |
| $r \leq 1$ | $r \geq 2$ | 12.9308 | 0.7455 | 17.0497 | 0.4501 | 14.5964 | 0.6261 |
| $r \leq 2$ | $r \geq 3$ | 3.9577 | 0.757 | 3.9905 | 0.7531 | 3.9487 | 0.758 |

Tableau 2.11: Test de la valeur propre maximale pour trois périodes et trois modèles différents

| | | 1994-2000 | | 2000-2008 | | 1994-2008 | |
|---|-------|------------------|---------|------------------|---------|------------------|---------|
| H0 | H1 | λ_{\max} | p-value | λ_{\max} | p-value | λ_{\max} | p-value |
| Modèle 1 : (AB'Yt-1) pas d'intercepte ni de tendances | | | | | | | |
| $r=0$ | $r=1$ | 13.3836 | 0.2067 | 14.4213 | 0.15 | 9.3921 | 0.5841 |
| $r=1$ | $r=2$ | 5.8097 | 0.4314 | 3.2393 | 0.7592 | 4.4582 | 0.6038 |
| $r=2$ | $r=3$ | 3.0665 | 0.0946* | 0.0274 | 0.8928 | 0.6469 | 0.6149 |
| Modèle 2 : (B'Yt-1 + C0) intercepte mais pas de tendances dans les données | | | | | | | |
| $r=0$ | $r=1$ | 15.3718 | 0.3858 | 16.5703 | 0.2854 | 13.2361 | 0.5649 |
| $r=1$ | $r=2$ | 7.5917 | 0.6263 | 4.2635 | 0.9426 | 8.772 | 0.5058 |
| $r=2$ | $r=3$ | 3.9099 | 0.4962 | 2.9222 | 0.6446 | 0.6469 | 0.9865 |
| Modèle 3 : A(B'Yt-1 + C0 + D0t) + C1 intercepte et tendances linéaires | | | | | | | |
| $r=0$ | $r=1$ | 20.941 | 0.1939 | 18.1042 | 0.4091 | 17.4722 | 0.458 |
| $r=1$ | $r=2$ | 8.9731 | 0.7334 | 13.0592 | 0.3646 | 10.6476 | 0.5822 |
| $r=2$ | $r=3$ | 3.9577 | 0.757 | 3.9905 | 0.7531 | 3.9487 | 0.758 |

Afin d'explorer la dynamique temporelle de la relation d'équilibre, nous retenons la méthodologie de cointégration récursive multivariée de Hansen et Johansen (1999). La figure 1 présente cette relation dans le temps et ce, pour toute la période 1994-2008. En ce qui concerne le test de cointégration récursive, Hansen et Johansen (1993) fournissent une méthode pour analyser non seulement l'ampleur mais aussi la dynamique des relations de long terme. Leur approche de cointégration récursive repose sur le test de cointégration de Johansen et Juselius (1990). L'analyse est effectuée pour une période initiale et progressivement mise à jour lorsque de nouvelles données sont ajoutées à l'échantillon de départ. La statistique du test, ici la trace, est calculée pour l'échantillon entre t_0 et t_n . Cet échantillon est ensuite augmenté de j périodes et la statistique est ré-estimée pour la période entre t_0 et t_{n+j} . Finalement, quand la procédure d'estimation atteint la dernière observation, les résultats sont tracés et représentés graphiquement pour l'interprétation.

La figure 2.1 présente cette relation temporelle de la cointégration entre les trois stratégies. Une valeur supérieure à 1 indique l'existence d'une relation de cointégration. Ces résultats suggèrent qu'il existe une instabilité dans la dynamique de groupe, reflétée dans de grandes variations de la relation de cointégration.

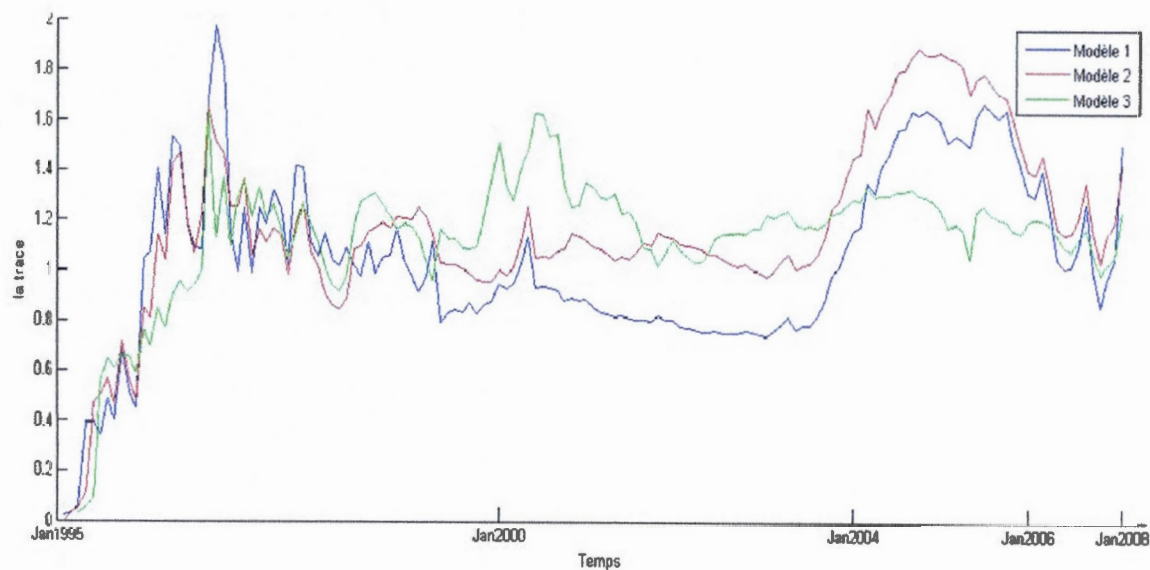


Figure 2.1: La mesure de la statistique trace standardisée de la relation de cointégration entre les trois stratégies

2.5. Conclusion

Dans cette étude nous adoptons deux approches méthodologiques différentes pour analyser trois stratégies de diversification internationale. La première est l'approche du «mean variance spanning» et la deuxième consiste en un test de cointégration multivarié proposé par Johansen (1988) et développé par Johansen et Juselius (1990).

Nos résultats nous indiquent les conclusions suivantes. D'abord, les trois stratégies de diversification internationale par pays, par secteurs et par régions sont des stratégies indépendantes et efficaces et ce, particulièrement à partir des années 2000 où la stratégie par régions a gagné en efficacité. Toutefois, pendant cette même période, les deux autres stratégies par pays et par secteurs ont perdu du terrain. Ainsi, un investisseur américain avec un portefeuille local composé de l'indice S&P 500 et des obligations gouvernementales, peut améliorer la performance de son portefeuille en incluant les trois stratégies. Les tests de cointégration ne fournissent aucune preuve de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries des prix des trois stratégies sur la période totale de l'échantillon et pendant la période entre 2000 et 2008. Cependant, il existait une relation de cointégration pendant la période entre 1994 et 2000. Ce dernier résultat suggère qu'il existait une relation linéaire entre les trois stratégies pendant la période 1994-2000 et qui a ensuite disparu pendant les années 2000.

RÉFÉRENCES

- Ackert, L.F., et Tian, Y.S. 2000. « Arbitrage and Valuation in the Market for Standard and Poor's Depositary Receipts ». *Financial Management*, Autumn, 71-88.
- Ahn, D., Conrad, J., et Dittmar, R. F. 2003. « Risk adjustment and trading strategies ». *Review of Financial Studies* 16, 459-485.
- Baca, S.P., Garbe, B.L., et Weiss, R.A. 2000. « The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets ». *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, pp. 34-40.
- Baele, L., Bekaert, G., et Inghelbrecht, K. 2010. « The determinants of stock and bond return comovements ». *The Review of Financial Studies*, 23(6), 2374.
- Bekaert, G., Hodrick, R., et Zhang, X. 2009. « International Stock Return Comovements ». *Journal of Finance*, 64, 2591-2626.
- Bekaert, G., et Urias, M. 1996. « Diversification, integration and emerging market closed end Funds ». *Journal of Finance*, 51, 835-869.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2005. « Country versus region effects in international stock returns ». *Journal of Portfolio Management*, 31(4), 67-72.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2004. « The rise in comovement across national stock markets: market integration or IT bubble? ». *Journal of Empirical Finance*, 11, 659-680.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2004b. « A latent factor model with global, country, and industry shocks for international stock returns ». *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 2002-23b.
- Carrieri, F., Errunza, V., et Sarkissian, S. 2004. « Industry risk and market intégration ». *Management Science* 50, 207-221.

- Cavaglia, S., et Moroz, V. 2002. « Cross-industry, cross-country allocation ». *Financial Analysts Journal*, vol. 58, no. 6, pp. 78-97.
- Cavaglia, S., Brightman, C. et Aked, M. 2000. « The Increasing Importance of Industry Factors ». *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, pp. 41-54.
- Cavaglia, S., David, C., et Singer, B. 2001. « Risks of sector rotation strategies: Structuring global equity portfolios ». *Journal of Portfolio Management*, vol. 27, no. 4, pp. 35-44.
- Cavaglia, S., Diermeier, J., Moroz, V., et De Zordo, S. 2004. « Investing in global equities ». *Journal of Portfolio Management*, vol. 30, no. 3, pp. 88-94+7.
- Cavaglia, S., Dimitris, J., et Tsouderos, G. 2000. « Cross-Industry and Cross- Country International Equity Diversification ». *Journal of Investing*, Volume 9, Number 1, 65-72.
- Cheung, Y., et Lai, K. 1995. « A search for long memory in international stock market returns ». *Journal of International Money and Finance*, 14, 597-615.
- Delcours, N., et Zhong, M. 2003. « On the Premiums and Discounts of iShares ». *Working Paper (University of South Alabama and University of Queensland)*.
- Delcours, N., et Zhong, M. 2007. « On the Premiums of iShares ». *Journal of Empirical Finance*, Vol. 14, No. 2 (March), pp. 168-95.
- DeSantis, G. 1994. « Volatility bounds for stochastic discount factors: tests and implications from international financial markets ». Ph.D. dissertation, University of Chicago.
- DeSantis, G., et Bruno, G. 1997. « International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk ». *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- Ehling, P., et Ramos, S.B. 2006. « Geographic versus industry diversification: Constraints matter ». *Journal of Empirical Finance* 13, 396-416.
- Errunza, V., Hogan, K., et Hung, M.-W., 1999. « Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? ». *Journal of Finance* 54, 2075-2107.

- Faias, et al. 2011. «Does Institutional Ownership Matter for International Stock Return Comovements?». *working paper*, 2011.
- Ferson, W., Foerster, S. R., et Keim, D. B. 1993. « General tests of latent variable models and mean-variance spanning ». *Journal of Finance*, 48, 131-156.
- Flavin, T.J. 2004. « The effect of the Euro on country versus industry portfolio diversification ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, no. 7-8, pp. 1137-1158.
- Galati, G., et Tsatsaronis, K., 2001. « The impact of the Euro on Europe's financial markets ». BIS Working Paper 100.
- Griffin, J.M. et Karolyi, G.A. 1998, « Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies ». *Journal of Financial Economics*, vol. 50, no. 3, pp. 351-373.
- Grubel, G.H.. 1968. « Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows ». *American Economic Review*. 58, 1299–1314.
- Hargis, K., et Mei, J. 2006. « Is country diversification better than industry diversification? ». *European Financial Management*, vol. 12, no. 3, pp. 319-340.
- Harper, T. J., Madura, J., et Schnusenberg, O. 2003. « Performance Comparison Between Exchange Traded Funds and Closed-End Country Funds ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 16, No. 2, pp. 104-122.
- Harvey, C.R. 1991. « The World Price of Covariance Risk ». *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 111–57.
- Hansen, H. et Johansen, S. 1999. « Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR Models ». *Econometrics Journal* 2, 306-333.
- Huberman, G., et Kandel, K. 1987. « Mean-variance spanning ». *Journal of Finance* 42, 873–888.

- Heston, S.L., et Rouwenhorst, K.G. 1994. « Does industrial structure explain the benefits of international diversification? ». *Journal of Financial Economics* 36, 3-27.
- Heston, S.L., et Rouwenhorst, K.G. 1995. « Industry and country effects in international stock returns ». *Journal of Portfolio Management*, 53-58.
- Isakov, D., Sonney, F., 2004. « Are practitioners right? On the relative importance of international portfolios in international stock returns ». *Swiss Journal of Economics and Statistics* 140, 355-379.
- Jagannathan, R., Skoulakis, G., et Wang, Z., 2003. « Analysis of large cross sections of security returns ». in: Y. Ait-Sahalia and L. Hansen, (Eds.), *Handbook of Financial Econometrics*.
- Jianguo, C., Bennett, A., et Ting, Z. 2006 « Sector effects in developed vs. emerging markets ». *Financial Analysts Journal*, vol. 62, no. 6, pp. 40-51.
- Johansen, S. 1988. « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S., et Juselius, K. 1990. « Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration with Application to the Demand for Money ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-209.
- Korkie, R.M., et Turtle, H. J. 2002. « What's a Portfolio Manager Worth? ». *The Journal of Portfolio Management*, pp. 65-73, Winter 2002.
- L'Her, J. F., Oumar, S., et Tnani, Y. M. 2002. « Country, industry, and risk factor loadings in portfolio management ». *Journal of Portfolio Management*, 28, 70-9.
- Lessard, D. 1974. « World, National, and Industry Factors in Equity Returns ». *Journal of Finance*. Vol. 29, no. 3 (May): 379-391.
- Lessard, D. 1976. « World, Country, and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification ». *Financial Analysts Journal*. Vol. 32, no. 1 (January/February): 32-38.

- Moerman, G. A. (2008). « Diversification in Euro area stock markets: Country versus industry ». *Journal of International Money and Finance*, 27(7), 1122-1134.
- Osterwald-Lenum, M. 1992. « A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-471
- Phillips, P.C.B., et Perron, P. 1988. « Testing for a Unit Root in Time Series Regression ». *Biometrika* 75, 335-346.
- Phylaktis, K., et Xia, L. 2006. « The changing roles of industry and country effects in the global equity markets ». *The European Journal of Finance*, 12(8), 627-627.
- Roll, R. 1992. « Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices ». *Journal of Finance* 47:3-42.
- Rouwenhorst, K.G., 1999. « European equity markets and the EMU ». *Financial Analysts Journal* 55, 57-64.
- Serra, A.P. 2000. « Country and industry factors in returns: Evidence from emerging markets' stocks ». *Emerging Markets Review*, vol. 1, no. 2, pp. 127-151.
- Solnik, B., 1974. « Why not diversify internationally? ». *Financial Analysts Journal*, 20, 48-54.
- Solnik, B., 1988. « International Investments ». Addison-Wesley Publishing, Reading, MA.
- Soriano, P., et Climent, F. 2006. « Region vs. industry effects and volatility transmission ». *Financial Analysts Journal*, 62(6), 52-64.
- Wang, C., Lee, C., et Huang, B. 2003. « An analysis of industry and country effects in global stock returns: Evidence from Asian countries and the U.S ». *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 43, no. 3, pp. 560-577.

ANNEXE 2.1

ÉVOLUTION DE LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE GEOGRAPHIQUE ET SECTORIELLE

Évolution de la diversification internationale géographique et sectorielle.

| Article | Description | Effet dominant |
|------------------------------------|--|----------------|
| Lessard (1974); Solnik (1974) | La corrélation entre les pays est plus faible que celle entre les industries | Pays |
| Roll (1992) | Données quotidiennes pour 24 pays au cours de la période 1988-1991. L'auteur constate qu'approximativement 40% de la volatilité des rendements de pays est expliquée par des facteurs liés à l'industrie, alors que 20% des variations est attribuable aux changements du taux de change. | Industrie |
| Heston and Rouwenhorst (1994,1995) | - Données mensuelles pour 12 pays européens durant la période 1978-1992. - Régression transversale des rendements des titres individuels sur les rendements du pays et de l'industrie. - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • La méthodologie de Roll (1992) surévalue de manière significative le rôle du facteur industrie dans l'explication des rendements des pays. • Les différences des structures industrielles ont un impact négligeable et expliquent à peine 1% de la variance des rendements des indices boursiers. • La faible corrélation entre les indices des pays est presque entièrement due aux facteurs spécifiques des pays. • La diversification dans différents pays au sein d'une même industrie est un outil plus efficace pour la réduction du risque que la diversification dans plusieurs industries au sein d'un même pays. | Pays |

| Article | Description | Effet dominant |
|-------------------------------------|--|----------------|
| Griffin and Karolyi (1998) | <ul style="list-style-type: none"> - Données hebdomadaires pendant la période 1991-1995 pour un plus grand échantillon de pays et une nouvelle décomposition d'industries (25 pays et 66 industries) - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Confirment les résultats de Heston et Rouwenhorst (1994) • Des différences significatives dans le rôle du pays et de l'industrie entre les industries des biens transigés et des biens non transigés (traded good and non-traded good). • Pour les industries dans le secteur des biens transigés (traded good) le facteur pays est dominant tandis que le facteur industrie est négligeable. Pour le secteur des biens non transigés (non traded good), malgré que le rôle du pays est encore dominant, il est réduit, alors que le rôle de l'industrie devient significatif. | Pays |
| Serra (2000) | <ul style="list-style-type: none"> - Données hebdomadaires pendant la période 1990-1996 pour un total de 1702 entreprises issues de marchés émergents - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Les rendements dans les marchés émergents sont fortement influencés par le facteur pays • La corrélation entre les marchés émergents n'est pas affectée par la structure industrielle • La diversification par pays est plus intéressante que celle par industries | Pays |
| Baca, Garbe, et Weiss (2000) | <ul style="list-style-type: none"> - Données : rendements mensuels de 10 secteurs dans les G7 pendant la période 1979-1999 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Dans les pays des G7, un changement majeur est survenu dans l'importance relative de l'économie nationale dans l'explication des rendements des titres Boursiers. • Sur ces marchés, l'effet secteur industriel a égalisé à l'effet pays | Équivalents |
| Cavaglia, Brightman, et Aked (2000) | <ul style="list-style-type: none"> - Données : 21 pays développés et 36 industries pour la période 1986-1999 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Le facteur industrie a augmenté en importance et peut désormais dominer le facteur pays. • La diversification par industrie a fourni une plus grande réduction de risque que la diversification par pays. | Équivalents |

| Article | Description | Effet dominant |
|------------------------------|--|--|
| Baele et Inghelbrecht (2007) | -Données : rendements hebdomadaires des indices de 4 régions, 21 pays et 21 industries. - Méthodologie : modèle à facteurs dynamique - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Effet pays et industrie équivalents • L'augmentation de l'effet industrie n'est pas due à la bulle technologique | Équivalents |
| L'Her, Sy, et Tnani (2002) | - Données : les rendements de 7348 compagnies dans 20 pays et 11 industries pendant la période 1989-2000 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) et Griffin and Karolyi (1998) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • L'effet pays a diminué au cours des années 1990 • L'effet industrie a dépassé l'effet pays pendant la période 1999-2000 | industrie |
| Wang, Lee, and Huang (2003) | - Données : rendements mensuels des indices de 7 pays asiatiques et 22 industries pendant la période 1990 et 2001 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Depuis 1999, l'effet industrie a largement dépassé l'effet pays dans les pays asiatiques. | industrie |
| Flavin (2004) | - Étudier l'effet pays et industrie avant et après l'euro -Données : rendements et capitalisations boursières mensuels de 1193 compagnies dans les 11 pays originaux de la zone euro pendant la période 1995-2002 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • Un changement important de l'importance du facteur pays en faveur du facteur industrie dans la zone euro | industrie |
| Brooks and Del Negro (2005) | - Données : les rendements de 9679 titres dans 42 pays développés et émergents pendant la période 1985-2003 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) avec un nouveau facteur explicatif : l'effet région -Résultats : la moitié de la variation des rendements généralement attribués aux effets pays est en fait une conséquence de l'effet région | Effet région important |
| Phylaktis et Xia (2006) | -Données : 1893 compagnies appartenant à 37 pays développés et émergents durant la période 1990-2002 - Même méthodologie que Heston et Rouwenhorst (1994) - Résultats : <ul style="list-style-type: none"> • contrairement aux marchés développés, les effets global et industriel sont encore dominés par l'effet pays dans le cas des marchés émergents | Effet pays dans les pays émergents et effet industrie dans les pays développés |

CHAPITRE III

ARTICLE III

**LA CRISE FINANCIÈRE ET SON IMPACT SUR LES CO-MOUVEMENTS DES
MARCHÉS FINANCIERS : ÉVIDENCES PAR LES FONDS NÉGOCIÉS EN BOURSE**

Rachid Ghilal

Candidat en Ph.D.

ESG-UQÀM

Bouchra M'Zali

Département de stratégie, responsabilité sociale et environnementale

ESG-UQÀM

Pascal Lang

Département d'opérations et systèmes de décision

FSA, Université Laval

LA CRISE FINANCIERE ET SON IMPACT SUR LES CO-MOUVEMENTS DES MARCHES FINANCIERS : EVIDENCES PAR LES FONDS NEGOCIES EN BOURSE

Résumé

Le double objectif de ce papier est d'une part d'étudier les Co-mouvements des marchés financiers internationaux avant et après la crise financière des «subprimes» et d'autre part, d'apprécier leur impact sur la diversification internationale et ce, en utilisant des substituts aux indices pays investissables à savoir les fonds négociés en bourse. Ces nouveaux instruments sont très prisés par les investisseurs. Trois catégories principales de Co-mouvements sont analysées : les Co-mouvements à court terme tel qu'appréhendés par la contagion et par les corrélations dynamiques conditionnelles; les Co-mouvements à long terme appréhendés par la cointégration et enfin les Co-mouvements induits par la transmission des valeurs extrêmes. En étudiant ces Co-mouvements entre le marché américain et 21 autres marchés développés et émergents, nos résultats suggèrent qu'après la crise financière, les interdépendances et la transmission des valeurs extrêmes entre le marché américain et les autres marchés étudiés ont significativement augmenté à court terme et ont ainsi réduit les avantages de la diversification internationale à court terme. Cependant, nos analyses de la contagion et de la cointégration suggèrent que les bénéfices de la diversification internationale persistent à long terme et ce, même en temps de crise.

Mots clés : Co-mouvements à court terme, Co-mouvements à long terme, crise financière, fonds négociés en bourse, diversification internationale.

3.1. Introduction

Une des caractéristiques marquantes de la mondialisation des marchés financiers et de la transmission rapide de l'information est la propagation des crises financières d'un pays à un autre. L'expérience des crises financières récentes a montré que les mouvements spectaculaires sur un marché donné peuvent avoir un impact important et rapide sur d'autres marchés et ce, même si les fondamentaux économiques sous-jacents sont différents. Dans un tel contexte, il est par conséquent important pour les investisseurs et les régulateurs de comprendre la nature des liens entre les marchés financiers pendant les crises financières. En effet, les investisseurs sont intéressés par la diversification internationale des risques. Toutefois, si par exemple les marchés financiers deviennent plus corrélés en temps de crise, alors les possibilités de diversification internationale diminuent au moment où elles seraient le plus nécessaires. Pour les régulateurs des marchés financiers, il est également important de comprendre ces liens, d'une part en raison de l'augmentation perçue de la contagion entre les marchés financiers mondiaux et d'autre part pour pouvoir proposer des solutions réglementaires adéquates.

La littérature portant sur l'étude des Co-mouvements des marchés financiers est très riche et comprend trois courants majeurs : le premier s'intéresse aux Co-mouvements à court terme et teste leurs caractéristiques par des coefficients de corrélation ou des modèles vectoriels autorégressifs (Bae, Karolyi et Stulz, 2003); le deuxième courant étudie ces Co-mouvements en modélisant et testant des relations de cointégration à long terme entre les cours des actifs financiers (Ahlgren et Antell, 2002); enfin, le troisième courant s'intéresse à la transmission de la volatilité entre les marchés financiers et l'étudie par des modélisations ARCH et GARCH et leurs diverses extensions (Baele, 2004).

Toutefois, la succession de plusieurs crises, notamment le Krach boursier américain de 1987, le Krach japonais de 1989-1990, la crise économique mexicaine de 1994-1995, la crise asiatique et la tourmente politico-financière Russe de 1997-1998, ont conduit plusieurs chercheurs à davantage se concentrer sur les Co-mouvements des marchés financiers à court terme dans le contexte particulier d'une crise financière ainsi que sur sa contagion

(Claessens, Dornbusch et Park, 2001; Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo et Martin, 2007; Forbes et Rigobon, 2002; Corsetti, Pericoli et Sbracia, 2005). Forbes et Rigobon (2002) ont défini la contagion comme une augmentation significative des Co-mouvements inter-marchés suite à un choc dans un pays donné²³.

Par contre, l'existence d'une contagion pendant les crises financières reste une question ouverte qui ne fait pas l'objet d'un consensus clair. En effet, les premières études ont démontré une augmentation des coefficients de corrélation au cours des crises financières et ont conclu qu'il existe bel et bien un effet de contagion (Bertero et Mayer, 1989; King Sentana et Wadhwani, 1994; Baig et Goldfajn, 1999). Cependant, d'autres chercheurs (Forbes et Rigobon, 2002; Bordo et Murshid, 2006)²⁴ constatent qu'en tenant compte de l'hétéroscédasticité, l'augmentation des corrélations entre les marchés financiers n'est pas significative. Ils concluent qu'il n'y avait pas de contagion pure mais uniquement une continuité des interdépendances qui existaient avant le choc, mais à des niveaux de corrélation plus élevés. Plus récemment, Corsetti et al. (2005) dans un essai sur la contagion financière basé sur un modèle à un seul facteur, concluent à l'existence "d'une certaine contagion et d'une certaine interdépendance". La divergence de ces résultats ne permet pas de conclure clairement sur l'existence ou non de la contagion pendant les crises financières d'autant que la majorité de ces études ont basé leur analyse sur les Co-mouvements d'indices boursiers qui ne sont pas investissables, qui ne reflètent donc pas nécessairement la réalité.

La présente recherche se distingue des précédentes études de par le fait que non seulement nous analysons les Co-mouvements des marchés induits par une crise financière à court terme, mais aussi à long terme ainsi que la transmission des variations extrêmes. De plus nous illustrons l'impact de ces différents types de Co-mouvements sur la diversification internationale d'un portefeuille d'un investisseur américain composé de fonds négociés en bourse (FNB), notamment les iShares, comme substituts des marchés financiers étrangers. Alors que la majorité des études recourent à des indices de marchés qui ne sont pas

²³ Il existe d'autres définitions de la contagion dans la littérature. Dans ce papier nous retenons celle de Forbes et Rigobon (2002).

²⁴ Forbes et Rigobon (2002) définissent «la contagion pure» comme une augmentation significative des co-mouvements des marchés suite à un choc. Un niveau élevé de la corrélation suggère uniquement la continuité des interdépendances à travers des canaux réels déjà existants (contagion fondamentale).

investissables, nous utilisons les iShares organisés en tant que fonds négociés en bourse et conçus pour dépister la performance de certains indices investissables construits par S&P ou MSCI entre autres. Notre choix de recourir aux FNB est justifié par le fait qu'ils sont de bons proxies pour les indices de marchés (Phengpis et Swanson, 2004), qu'ils semblent être plus appropriés pour étudier les différentes interactions entre les marchés mondiaux (Schwebach, Olienyk, Zumwalt, 2002) et qu'ils permettent de mesurer l'impact de ces Co-mouvements sur la diversification internationale car étant facilement transigeables, ces fonds suivent convenablement les variations du marché (Pennathur, Delcoure et Anderson, 2002). De plus, d'un point de vue technique, les séries des prix des iShares sont exemptes d'un certain nombre de problèmes spécifiques aux fonds internationaux tels que la non synchronisation, les fluctuations des taux de change et les restrictions de transaction (Olienyk, Schwebach et Zumwalt, 1999).

Pour tester chaque catégorie de Co-mouvements, nous utilisons des méthodologies différentes. Ainsi, pour le court terme nous vérifions l'existence de la contagion par la méthodologie de Forbes et Rigobon (2002). Ensuite, pour contrôler le problème d'hétéroscédasticité soulevé par Forbes et Rigobon (2002), nous utilisons le modèle GARCH multivarié introduit par Engle (2002). Ce modèle est plus approprié pour mesurer les corrélations dynamiques conditionnelles (CDC). D'autre part et comparativement aux crises précédentes, la crise financière aux É.-U ayant duré plus longtemps, nous profitons de cette opportunité pour étudier les co-mouvements à long-terme en utilisant l'analyse de la cointégration proposée par Engle et Granger (1987). Finalement, étant l'amplitude de cette crise, nous testons la transmission des valeurs extrêmes par la Valeur à Risque calculée selon trois approches différentes.

Cette étude contribue à la littérature existante de plusieurs manières. Tout d'abord, ce papier est le premier qui utilise les fonds négociés en bourse qui répliquent des indices investissables pour étudier les Co-mouvements des marchés boursiers pendant une crise financière, celle des «subprimes» aux États-Unis. L'utilisation des FNBs nous permet d'éviter les problèmes liés à l'écart de synchronisation entre les marchés sous différents fuseaux horaires, à la volatilité des taux de change et au manque de liquidité. Cette étude nous permet également d'examiner différentes catégories de Co-mouvements, à court terme,

à long terme, le phénomène de contagion ainsi que la transmission des valeurs extrêmes entre le marché américain et 21 autres pays développés et émergents avant et pendant la crise financière des «subprimes».

Le reste de l'article est organisé comme suit. La prochaine section traite de la revue de littérature qui comprend deux parties. La première partie passe en revue les différentes études sur les Co-mouvements des marchés financiers, les crises financières et la diversification internationale. La deuxième partie est consacrée à la littérature sur les fonds négociés en bourse. Dans la deuxième section nous présentons la méthodologie, soit le test de contagion proposé par Forbes et Rigobon (2002), les corrélations dynamiques GARCH pour étudier les interdépendances à court terme, l'analyse de la cointégration pour traiter des relations à long terme et finalement la Valeur à Risque pour mettre en évidence l'impact des valeurs extrêmes pendant la crise sur des portefeuilles diversifiés internationalement. L'analyse des résultats et la conclusion suivront dans la dernière section.

3.2. Revue de littérature

3.2.1. Les Co-mouvements des marchés, les crises financières et la diversification internationale

Grubel (1968) et Levy et Sarnat (1970) ont été les premiers à démontrer que la combinaison des actions étrangères et domestiques améliore les caractéristiques risque-rendement du portefeuille. Solnik (1974) confirme que l'ajout de titres internationaux à un portefeuille composé d'actifs américains réduit substantiellement son risque systématique et cette réduction peut atteindre 40% et ce, sans diminuer son rendement (Bergstrom, 1975).

Cependant, l'émergence et la croissance de la globalisation a remis en cause les avantages potentiels de la diversification internationale. En effet, lorsque les marchés nationaux sont segmentés, un marché particulier sera davantage influencé par des facteurs nationaux que par des facteurs externes, ce qui augmentera les bénéfices de la diversification. Toutefois, les économies étant de plus en plus intégrées, les marchés nationaux sont plus affectés par des

facteurs externes communs et les marchés boursiers deviennent plus corrélés, ce qui réduit les avantages de la diversification internationale.

Des évidences empiriques sur ce phénomène ont été rapportées par Solnik, Boucrelle et Le Fur (1996). Les auteurs ont examiné à la fois la corrélation et la volatilité des marchés boursiers des grands pays industrialisés. Leur recherche a démontré que, bien que les corrélations entre les marchés fluctuent significativement, elles ont tendance à augmenter au fil du temps. Ils signalent également que même si la volatilité n'est pas totalement synchronisée, elle a tendance à être contagieuse à travers les marchés. Leurs résultats soulignent également une hausse significative de la corrélation entre les marchés en période de forte volatilité. Ainsi, les bénéfices de la diversification internationale seraient grandement réduits au moment où les gestionnaires de fonds mondiaux ont le plus besoin d'une diversification internationale efficace, à savoir en période de forte volatilité qui caractérise généralement des marchés baissiers. Ce phénomène a également été rapporté dans une étude antérieure par Erb, Harvey et Viskanta (1994). Ces conclusions induisent alors que les corrélations internationales sont plus élevées pendant les périodes de forte volatilité.

Dès lors, pour les investisseurs, la compréhension de la nature des interdépendances entre les marchés financiers pendant les crises financières devient cruciale d'autant que de telles crises se sont succédées durant les deux dernières décennies. Toutes ces crises ont la particularité d'avoir pris naissance dans un pays donné pour ensuite se transmettre à d'autres marchés et à des régions différentes. Cette transmission de choc ne peut être uniquement expliquée par l'évolution des fondamentaux ou par les liens économiques entre ces pays (Kaminsky et Reinhart, 2000; Caramazza et al., 2004; Haile et Pozo, 2008). Ces crises financières et les autres événements qui créent des turbulences élevées sur les marchés financiers ont des conséquences très profondes. Ils sont généralement caractérisés par de fortes baisses des prix des actifs et l'augmentation de la volatilité des marchés. De plus, ils ont d'importantes implications pour les gestionnaires de risque et de portefeuilles découlant des changements éventuels dans la structure de dépendance entre les marchés pendant ces périodes de crise.

Dans cette lignée de recherche, King et Wadhwani (1990) ont étudié l'impact de l'effondrement du marché boursier américain en 1987 sur les corrélations entre les marchés boursiers aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Japon. Lee et Kim (1993) ont étudié les effets de ce même effondrement sur douze marchés boursiers développés. Calvo et Reinhart (1996) ont analysé l'impact de la crise du peso mexicain en 1994 sur sa contagion dans les principaux marchés financiers. Ces études concluent globalement que les corrélations entre les marchés en période de crise augmentent de façon significative, témoignant ainsi de l'effet contagion dans les marchés financiers suite aux crises financières. Hamao et al. (1990) et Edwards et al. (2003) sont arrivés à la même conclusion en examinant les répercussions (spillovers) de la volatilité.

Dans l'une des recherches les plus importantes des dernières années, Forbes et Rigobon (2002) ont étudié la question de l'interdépendance et de la contagion des marchés pendant les crises financières. Les auteurs ont défini la contagion comme une augmentation significative dans les Co-mouvements des marchés suite à un choc dans un pays ou dans un groupe de pays. Leur étude a démontré que les corrélations sont conditionnelles à la volatilité et que par conséquent, l'estimation des corrélations est biaisée à la hausse quand les marchés sont plus volatils. Après la correction de ce biais, leurs résultats suggèrent qu'il n'y a pas de contagion mais simplement une continuité de l'interdépendance lors de la crise asiatique, la crise mexicaine ou le krach de 1987 du marché américain.

Simulant des séries chronologiques de rendements d'actifs financiers selon les processus stochastiques communément utilisés en recherche financière, Bartram et Wang (2005) répliquent l'étude de Forbes et Rigobon (2002), et analysent analytiquement et empiriquement l'impact de la volatilité sur l'interdépendance des marchés. Leurs résultats montrent que celle-ci ne dépend pas toujours des régimes de volatilité et que le biais dans les mesures de la corrélation requiert le respect de certaines hypothèses relatives à la dynamique des séries chronologiques. En outre, les données du monde réel n'étant pas toujours homoscédastiques, la correction des estimations des corrélations inconditionnelles au cours d'une crise financière n'est pas toujours nécessaire. Par conséquent, Bartram et Wang (2005) concluent que la contagion existe bel et bien comme un phénomène réel pendant les crises

financières et qu'elle réduit les avantages de la diversification internationale lorsqu'on en a le plus besoin.

D'autres limites caractérisent les principaux courants de cette littérature couvrant les crises financières. Premièrement, de nombreux chercheurs ont considéré qu'une augmentation significative des coefficients de corrélation entre les marchés est une preuve de contagion. Cependant, Forbes et Rigobon (2002) démontrent que les coefficients de corrélation sont conditionnels à la volatilité des marchés, laquelle augmente pendant les crises et cause un biais à la hausse de l'estimation des corrélations. L'accroissement des coefficients de corrélation peut être induit par l'hétéroscédasticité, la volatilité devenant plus élevée lors d'une crise par rapport aux périodes stables, ce qui biaise les tests de contagion.

Dans un deuxième temps, étant donné que la contagion est définie comme une augmentation significative des Co-mouvements inter-marchés, alors que toute corrélation qui continue à des niveaux élevés est uniquement considérée comme de l'interdépendance (Forbes et Rigobon, 2002), l'existence de la contagion doit comporter la mise en évidence d'un incrément dynamique dans les corrélations. Ainsi, la nature dynamique de la corrélation doit être prise en considération.

Dans un troisième temps, l'identification du foyer de la crise peut aussi grandement influencer les conclusions. Ce choix peut sembler arbitraire dans l'étude de certaines crises. Ainsi, par exemple, Chiang et al. (2007), ont respectivement testé la Thaïlande et Hong-Kong comme pays origine de la contagion pendant la crise asiatique. En outre, la date du déclenchement de la crise et la longueur de la fenêtre temporelle d'étude jouent un rôle déterminant dans les résultats obtenus (Billio et Pelizzon, 2003). Par conséquent, le choix des sous-échantillons caractérisant les périodes de grandes et faibles volatilités peut être questionnable et tributaire d'un biais de sélection (Boyer et al., 1999).

Dans un quatrième temps, la majorité des études qui se sont intéressées aux crises financières et à la contagion était centrée sur l'étude des liens inter-marchés à court terme. Ces études ont essentiellement utilisé des corrélations ou des modèles vectoriels autorégressifs (Bae, Karolyi et Stulz, 2003). Les Co-mouvements à long terme, quant à eux, ont souvent été négligés, apparemment à cause de la courte durée des crises financières qui

ont précédé celle des subprimes aux États-Unis. Les relations inter-marchés à long terme sont généralement validées par les tests de cointégration d'Engle et Granger (1987) ou par le test de Johansen dans le cas multivarié, mais les études les ont rarement utilisés dans le contexte des crises financières (Ahlgren et Antell, 2002; Sheng et Tu, 2000).

Dans un cinquième temps, les études empiriques antérieures sur la contagion des crises financières ont été entravées par l'inexistence d'instruments financiers négociables et «investissables» comme «proxies» pour les marchés boursiers nationaux²⁵. Cela est particulièrement problématique dans le cas où des données quotidiennes sont utilisées²⁶. Pour représenter les marchés, les études antérieures ont surtout utilisé des indices boursiers comme ceux du MSCI²⁷ ou les indices IFC²⁸ pour les marchés émergents. Cependant, ces indices ne constituent pas des actifs directement négociables. Bekaert et Harvey (1995) soulignent que l'utilisation de ces indices ignore généralement des facteurs importants tels que les coûts de transaction élevés, le manque de liquidité et les barrières à l'investissement étranger qui caractérisent particulièrement les marchés émergents. Par conséquent, ils violent l'hypothèse «d'investissabilité» qui sous-tend l'argument d'arbitrage et remettent ainsi en question les conclusions concernant le potentiel de la diversification internationale.

Sixièmement et finalement, l'intégration des marchés financiers a des conséquences importantes sur la performance des portefeuilles internationaux et sur la gestion des risques financiers. Les investisseurs sont intéressés par la diversification internationale dans le but de réduire leur risque. Toutefois, si les marchés financiers deviennent plus corrélés en temps de crise, les possibilités de diversification internationale diminuent et ce, lorsqu'on en a le plus besoin. Cependant, l'augmentation des corrélations n'est pas la seule préoccupation dans l'évaluation des bénéfices de la diversification internationale. Un autre problème courant est l'écart potentiel par rapport à la distribution normale. Il est bien documenté dans la littérature

²⁵ Olienyk et al. (1999) et Barari et al. (2008) sont les seules études, à notre connaissance, qui ont utilisé les iShares pour étudier les co-mouvements des marchés financiers.

²⁶ Olienyk et al. (1999) avancent l'argument de la non-synchronisation des négociations et les fluctuations des taux de change.

²⁷ Morgan Stanley Capital International.

²⁸ International Finance Corporation.

que la plupart des rendements financiers ne sont pas distribués normalement²⁹ et par conséquent, nous avons besoin d'examiner l'impact des moments plus élevés sur les avantages de la diversification internationale, surtout dans le contexte d'une crise financière qui est caractérisée par un excès de volatilité et des valeurs extrêmes plus fréquentes.

Dans une récente étude, Kim (2011) examine les effets de co-intégration et de contagion entre les États-Unis et l'Asie-Pacifique en utilisant neuf FNB pendant la période allant du 7 janvier 2004 au 30 septembre 2010, avec des sous-périodes couvrant l'avant et l'après crise financière 2007. Les neuf FNB comprennent : SPDR, TOPIX, KODEX200 (KODEX), Tracker Fund of Hong Kong (TraHK), Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund (TT), SPDR S&P/ASX 200 Fund (STW), StreetTRACKS Straits Times Index Fund (STI), SmartFONZ (FNZ) et China 50 ETF. L'analyse de la co-intégration montre qu'il existe une relation de co-intégration entre le SPDR et le TraHK, STW, STI, et FNZ avant et après la crise financière mondiale. Cependant, le TOPIX montre peu de relation de co-intégration avec le SPDR. Dans le cas du KODEX et le TT, aucune relation de co-intégration n'existe avant la crise, mais elle apparaît après. D'autre part, bien que le SPDR soit co-intégré avec le China 50 avant la crise, cette relation est affaiblie après la crise. Les tests de causalité de Granger indiquent que, bien que les marchés boursiers américains mènent les marchés boursiers de l'Asie-Pacifique, ces derniers n'exercent pas la même influence. Cette étude confirme le fait que, depuis la crise financière mondiale de 2007-2008, l'ampleur des effets de co-intégration et de débordement a généralement cessé de se renforcer.

À leur instar, Ji et In (2010) examinent l'impact de la crise financière mondiale sur les mouvements des swaps de devises LIBOR-OIS, une mesure du stress financier sur les marchés interbancaires. L'analyse de la réponse induite est réalisée dans un système à plusieurs variables. L'ensemble des données suggère que la crise a considérablement changé la nature des interactions entre les devises. Aussi, selon les auteurs, les marchés monétaires mondiaux n'ont pas réussi à contenir le stress en financement par le dollar américain et le rôle du yen japonais comme une source de liquidité semble être significatif, alors que ces deux monnaies pilotaient le système de devises et le stress de liquidité.

²⁹ Les distributions des rendements des titres financiers montrent souvent de l'asymétrie et un excès de kurtosis.

L'état actuel de la littérature montre que les corrélations augmentent pendant les crises financières. Cependant, le consensus autour de la nature des interdépendances et de leurs impacts sur la diversification internationale est moins clair. À cette fin, le présent papier contribue à la littérature en proposant un autre regard à la relation entre l'interdépendance des marchés financiers et les régimes de volatilité dans les conditions d'une crise financière. L'utilisation des outils pratiques de diversification internationale, notamment les FNBs, nous permettra d'aborder le sujet de manière plus réaliste.

3.2.2. Les Fonds Négociés en Bourse et la Diversification Internationale

La littérature actuelle sur la diversification internationale par les FNBs a été limitée à l'étude des iShares pays. En outre, toutes ces études peuvent être regroupées en trois catégories principales. La première catégorie d'études a porté essentiellement sur les facteurs qui influencent les rendements des iShares et l'évolution de leur niveau de corrélation avec le marché américain. Les résultats de ces études ont généralement conclu que les iShares-pays exhibent une forte dépendance au marché américain, ce qui minimise leur apport quant à la performance des portefeuilles par rapport à l'utilisation directe des indices boursiers. La deuxième catégorie d'études a porté sur la capacité des iShares à répliquer leurs indices sous-jacents, parfois en les comparant avec les fonds de placement indiciels classiques. Généralement, on a conclu que l'erreur de suivi des iShares pays est négligeable, souvent temporaire et que la capacité des iShares pays à traquer leurs indices est meilleure que celle des fonds indiciels classiques. Finalement, certaines études ont comparé la performance des iShares pays dans le contexte de la gestion de portefeuille, à celle obtenue par les fonds classiques ou même avec les ADRs. Ces études ont cherché à trouver l'allocation géographique optimale dans les différents pays pour lesquels les iShares sont disponibles. Dans cette dernière catégorie, les auteurs ont également conclu que les iShares offrent une meilleure performance par rapport à leurs rivaux, les fonds de placement classiques.

Une des premières études portant sur les FNBs comme instruments de diversification internationale est celle d'Olienyk, Schwebach et Zumwalt (1999). Les auteurs ont déterminé la co-intégration et la causalité de Granger entre le SPDR, 17 WEBS³⁰ et 12 fonds de pays pendant la période 1996-1998. Les bénéfices de la diversification des iShares pays ont été analysés également par Pennathur, Delcours et Anderson (2002), Schwebach, Olienyk (2002), Durand et Scott (2003), Miffre (2004). Pennathur, Delcours et Anderson (2002) appliquent deux modèles, le premier à un seul facteur et le deuxième à deux facteurs, sur les prix des iShares pays durant la période 1996-1999. Leur modèle à deux facteurs, qui inclut les rendements du marché local et les rendements du marché américain, indique que les iShares exhibent une exposition considérable au marché américain. Les auteurs concluent ainsi que les iShares pays ne représentent pas un véhicule de placement parfait pour la diversification internationale.

Cette conclusion est confirmée par Durand et Scott (2003) dans le cas de l'iShares australien. Les auteurs emploient un VAR pour expliquer la dynamique des rendements et des volumes de l'iShares australien due aux mouvements des rendements du marché américain, des volumes et du taux de change. Leurs résultats suggèrent que les investisseurs américains qui investissent dans le marché australien tendent à exagérer leur réaction aux informations publiques et passées émanant du marché boursier américain, des taux de change et des rendements des iShares.

Cependant, en dépit de leur forte corrélation avec le marché américain, les iShares semblent offrir un potentiel de diversification supérieur à celui des fonds de pays à capital fixe. Miffre (2004) démontre que l'investissement dans les iShares pays peut produire des frontières efficientes plus performantes que celles obtenues par le recours à des fonds de pays à capital fixe. En se basant sur l'optimisation des portefeuilles et le ratio Sharpe, le papier conclut qu'un investisseur représentatif tirerait bénéfice de l'investissement international en plaçant environ la moitié de sa richesse dans l'indice S&P500 et le reste dans les iShares représentant les marchés développés européens (Espagne, Italie, R-U, Suède, Canada et France). Miffre (2004) est le seul auteur qui a considéré la variabilité de la corrélation entre les rendements du S&P500 et des iShares dans le temps. Toutefois, tout en reconnaissant que

³⁰ World Equity Benchmark Securities, SPDR est le fonds négocié en bourse représentant le S&P500.

les corrélations ne sont pas constantes dans le temps, l'auteur n'a pas considéré ce phénomène dans sa construction des portefeuilles optimaux.

Schwebach, Olienyk et Zumwalt (2002) attirent l'attention sur l'impact de la volatilité sur l'efficacité de la diversification. Ils évaluent la performance et les bénéfices de la diversification des iShares et des fonds de pays à capital fixe et ce, avant et après la crise asiatique. Après avoir analysé les corrélations, le papier conclut que la performance et l'ampleur des avantages de la diversification ont considérablement changé après la crise asiatique. Cette dernière était reflétée dans des corrélations plus importantes. Comme suggéré par les résultats de l'analyse des corrélations, après la crise asiatique, les iShares offrent de meilleures opportunités de diversification que les fonds pays à capital fixe.

À leur instar, Phengpis et Swanson (2004) discutent de la construction des portefeuilles optimaux, et dans ce contexte, ils utilisent les résultats de l'analyse de la co-intégration afin d'étudier si, au lieu de compter exclusivement sur l'information à court terme, la considération des informations à propos de l'intégration à long terme peut aider à l'amélioration des gains de la diversification. Les auteurs concluent que l'utilisation des indices nationaux (par opposition aux iShares) pour évaluer les bénéfices de la diversification peut exagérer les avantages réels. De plus, l'inclusion des informations à long terme comme données additionnelles à la construction des portefeuilles peut améliorer les avantages de la diversification.

Zhong et Yang (2005) examinent les facteurs de risque qui expliquent les rendements des iShares. Les iShares étudiés en cet article sont ceux qui répliquent les indices MSCI d'un pays étranger, et sont donc d'intérêt pour les investisseurs américains cherchant la diversification internationale. La question principale adressée par les auteurs est de savoir si le prix d'un iShares coté sur le marché américain, réplique fidèlement l'indice MSCI correspondant, ou des déviations significatives existent entre la performance du fond et celle de l'indice sous-jacent. Le souci fondamental est donc de savoir si les iShares fournissent aux investisseurs américains une exposition complète à l'indice du pays étranger ou si le risque de ces fonds transigés en bourse contient une composante substantielle due aux spécificités du marché américain.

Les mouvements des prix des iShares sur le marché américain peuvent différer de ceux de l'indice MSCI pour deux raisons principales. Premièrement, les capitaux sous-jacents composant le fonds iShares sont étroits mais pas exactement égaux aux capitaux constitutifs de l'indice MSCI. Pennathur, Delcours et Anderson (2002) signalent qu'approximativement 95% des capitaux du fond iShares correspondent à l'indice MSCI de référence. Deuxièmement, les iShares peuvent se transiger à prime ou à escompte par rapport à la valeur d'actif net des fonds.

3.3. Données

Notre base de données est composée des prix journaliers des iShares de 14 pays développés, 7 pays émergents et le SPDR pour le marché américain. Ces données sont toutes libellées en dollar américain et couvrent la période entre le premier juillet 2004 et le 30 juin 2010. Cette période nous permettra de diviser notre échantillon en deux parties, soit la période entre juillet 2004 et juin 2007 qui couvre l'avant crise et la période entre juillet 2007 et juin 2010 qui représente les données de l'après crise financière. En plus des États-Unis, l'échantillon comprend les 14 pays développés suivants : Australie, Autriche, Belgique, Canada, France, Allemagne, Italie, Japon, Pays-Bas, Singapour, Espagne, Suède, Suisse et le Royaume-Uni et les sept pays émergents suivants : Brésil, Hong-Kong, Malaisie, Mexique, Afrique du Sud, Corée du Sud et Taiwan. À notre connaissance, ce papier est le premier qui utilise un aussi large échantillon de pays pour étudier les Co-mouvements dans le contexte d'une crise financière. Comme ces données sont journalières et couvrent une période de six ans, elles sont parfaitement adaptées pour l'étude de la relation à long terme par la technique de la cointégration. Les rendements sont calculés en temps continu.

3.4. Méthodologie

3.4.1. L'analyse des corrélations : contagion ou interdépendance?

Comme l'analyse de la corrélation a été largement utilisée pour mesurer le degré de contagion financière, nous commençons notre analyse par un examen des corrélations entre le marché américain et les autres marchés sous étude. Toutefois, les coefficients de corrélation entre les marchés sont susceptibles d'augmenter pendant les périodes caractérisées par une volatilité élevée. Autrement dit, si une crise frappe le pays A avec l'augmentation de la volatilité de son marché financier, elle sera transmise vers le marché financier d'un pays B avec une hausse de sa volatilité et aussi de la corrélation entre les rendements des deux pays A et B (Longin et Solnik, 1995; Ang et Bekaert, 2002).

Pour isoler l'effet de contagion de l'effet dû à l'augmentation de la volatilité, nous calculons les coefficients de corrélation ajustés à l'hétéroscédasticité en nous servant de la méthode proposée par Forbes et Rigobon (2002). Nous utilisons ensuite le test Z standard pour les inférences statistiques. Cette méthodologie exige l'identification de la source de contagion qui, dans notre étude, est le marché américain.

Forbes et Rigobon (2002) proposent le calcul du coefficient de corrélation ajusté pour l'hétéroscédasticité par la formule suivante :

$$\rho^* = \frac{\rho}{\sqrt{1 + \delta(1 - \rho^2)}}$$

$$\text{où : } \delta = (\text{var}(r_2)_h / \text{var}(r_2)_l) - 1$$

ρ est la corrélation non ajustée qui varie selon les périodes de volatilité élevée (h) ou de volatilité stable (l) et est calculée par la formule suivante :

$$\rho = \text{Corr}(r_1, r_2) = \frac{\text{Cov}(r_1, r_2)}{\sqrt{\text{var}(r_1) \cdot \text{var}(r_2)}} = \frac{\beta_1 \text{var}(r_2)}{\sqrt{[\beta_1^2 \text{var}(r_2) + \text{var}(r_1)] \cdot \text{var}(r_2)}} = \left[1 + \frac{\text{var}(r_1)}{\beta_1^2 \text{var}(r_2)} \right]^{-1/2}$$

$r_{1,t}$ et $r_{2,t}$ sont respectivement les rendements des marchés 1 et 2 au temps t dans l'équation suivante :

$$r_{1,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{2,t} + v_{1,t}$$

Où $v_{1,t}$ est le terme d'erreur aléatoire indépendant de $r_{2,t}$; δ représente l'augmentation relative de la variance de r_2 ; $\text{var}(r_2)_h$ et $\text{var}(r_2)_l$ représentent les variances de r_2 respectivement pendant les périodes de volatilité élevée et stable.

Morrison (1983) suggère un test statistique de l'hypothèse nulle suivante :

H_0 : pas d'augmentation de la corrélation

Ce test est calculé par la formule suivante : $T = (Z_0 - Z_1) / \sqrt{1/(N_0 - 3) + 1/(N_1 - 3)}$ avec $Z_0 = 1/2 \ln[(1 + \rho_0)/(1 - \rho_0)]$ et $Z_1 = 1/2 \ln[(1 + \rho_1)/(1 - \rho_1)]$ sont les deux transformations Fisher du coefficient de corrélation avant et après la crise. N_0 et N_1 sont respectivement le nombre d'observations avant et après la crise. Ce test est approximativement normalement distribué et est assez robuste pour la non-normalité des coefficients de corrélation³¹.

3.4.2. L'Analyse par les corrélations dynamiques GARCH (DDC-GARCH)

Les premières études sur les corrélations entre les marchés internationaux emploient généralement une corrélation constante pour étudier les bénéfices de la diversification internationale (Panton et Lessig, 1976; Watson, 1980). Cette approche ignore le fait que la corrélation entre deux variables varie dans le temps et qu'elle s'écarte donc souvent de leur corrélation constante inconditionnelle. D'autres méthodes simples telles que les corrélations

³¹ Basu (2002) et Corsetti et al. (2005) ont utilisé ce test.

croisées historiques (rolling correlations), les coefficients de corrélation ajustés aux différents régimes de volatilité et les méthodes de lissage exponentiel sont largement utilisés (Forbes et Rigobon, 1999). Dans ce papier, nous contribuons à cette littérature en utilisant des corrélations conditionnelles variant dans le temps afin d'obtenir une perspective différente concernant l'utilisation de la corrélation dans l'étude de la diversification internationale. Plus précisément, nous examinons le modèle de corrélation dynamique conditionnelle (CDC) introduit par Engle (2002).

En effet, Engle (2002) a conçu une nouvelle approche (Dynamic Conditional Correlation), en deux étapes, selon laquelle les corrélations sont dynamiques. Cette nouvelle classe de modèles GARCH multivariés se distingue par sa simplicité dans le sens où, dans une première étape, des spécifications GARCH univariées sont estimées pour chaque série séparément et qu'ensuite, dans une seconde étape, les corrélations dynamiques sont estimées à partir des résidus centrés issus de la première étape.

La corrélation conditionnelle entre deux variables aléatoires r_i et r_j à l'instant t est conditionnelle à l'information disponible à l'instant $(t-1)$ et est définie comme suit:

$$\rho_{ij,t} = q_{ij,t} / \sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}} = E_{t-1}[r_{i,t} r_{j,t}] / \sqrt{E_{t-1}[r_{i,t}^2] E_{t-1}[r_{j,t}^2]} \quad (1)$$

Nous pouvons normaliser chaque rendement par son écart-type dynamique pour obtenir le rendement normalisé suivant :

$$z_{it} = r_{i,t} / \sigma_{i,t} \quad (2)$$

En divisant les rendements par leur écart type conditionnel, nous créons des variables z_{it} ; $i = 1, 2, \dots, n$, qui ont toutes un écart-type conditionnel égal à 1.

La corrélation conditionnelle des rendements bruts $r_{i,t}$ exprimée par l'équation (1) est égale à la covariance conditionnelle des variables standardisées z_{it} comme on peut le voir par la démonstration suivante :

Nous avons par l'équation (2) : $z_{it} = r_{i,t}/\sigma_{i,t}$, en divisant les rendements par leur écart type conditionnel, nous créons des variables z_{it} ; $i = 1, 2, \dots, n$, qui ont toutes un écart-type conditionnel égal à 1.

La corrélation conditionnelle des rendements bruts $r_{i,t}$ exprimée par l'équation (1) est égale à la covariance conditionnelle des variables standardisées z_{it} comme on peut le voir par la démonstration suivante :

$$\begin{aligned}
 E_t[z_{it}z_{jt}] &= E_t[(r_{i,t}/\sigma_{i,t})(r_{j,t}/\sigma_{j,t})] \\
 &= E_t(r_{i,t}r_{j,t})/(\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}) \\
 &= \sigma_{ij,t}/(\sigma_{i,t}\sigma_{j,t}) \\
 &= \rho_{ij,t} \quad \text{pour tous } i \text{ et } j \quad (3)
 \end{aligned}$$

Ainsi, la modélisation de la corrélation dynamique conditionnelle des rendements bruts est équivalente à la modélisation de la covariance conditionnelle des rendements standardisés. Pour modéliser la covariance entre les rendements standardisés z_{it} , Engle (2002) suggère le processus GARCH (1,1) qui permet le retour à la moyenne suivant :

$$q_{ij,t+1} = \overline{\rho_{ij}} + \alpha(z_{it}z_{jt} - \overline{\rho_{ij}}) + \beta(q_{ij,t} - \overline{\rho_{ij}}) \quad (4)$$

Où $\overline{\rho_{ij}}$ est la corrélation inconditionnelle entre z_i et z_j avec la restriction GARCH suivante : $\alpha + \beta < 1$ afin de garantir la non-négativité et la stationnarité des variances. Ainsi, les corrélations conditionnelles sont modélisées individuellement en tant que processus GARCH.

3.4.3. L'Analyse de la Cointégration

La cointégration est une propriété que certaines séries chronologiques non stationnaires peuvent posséder. Engle et Granger (1987) étaient les premiers à développer une technique d'estimation en deux étapes afin d'analyser les relations d'équilibre à long terme (cointégration) des séries chronologiques. Cette technique a été utilisée par de nombreux

autres chercheurs pour étudier entre autres l'interdépendance des marchés financiers ou encore l'efficience du marché de change (Hakkio et Rush, 1989, 1991; Copeland, 1991).

Conformément à la méthodologie de Engle et Granger, deux variables non stationnaires (par exemple, X_t et Y_t) sont dites cointégrées lorsqu'il existe une relation économique linéaire entre elles stable dans le temps et ce, même si ces variables évoluent indépendamment l'une de l'autre et même si elles ne fluctuent pas autour d'une même constante. Cette combinaison linéaire nulle représente la relation à long terme entre les variables, une relation qui peut être considérée comme un état d'équilibre (étape 1). Dans un tel cas à deux variables, les combinaisons linéaires forment une ligne qui relie les valeurs des paires de deux variables à l'équilibre à long terme. Les écarts par rapport à cette ligne, qui représentent les mouvements à court terme autour de l'équilibre, doivent être stationnaires et statistiquement et significativement liés avec les premières différences d'au moins une des variables d'origine (étape 2).

La détermination initiale de la non-stationnarité des variables individuelles (par exemple, les séries des prix des iShares) est un pré-test à l'analyse de la cointégration (Haley, 2007). Elle consiste à déterminer si les variables à l'étude sont en effet intégrées d'ordre 1 ($X_t \sim I(1)$ et $Y_t \sim I(1)$). Une variable $I(1)$ contient une seule racine unitaire et devra être différenciée une seule fois pour devenir stationnaire, c'est-à-dire $I(0)$. L'objectif de ce premier test est de déterminer si les variables individuelles fluctuent constamment autour d'une moyenne fixe. À cette fin, on effectue un test de racine unitaire sur chacune des variables, à savoir le test ADF (K^*) (Augmented Dickey-Fuller par Dickey et Fuller, 1981). Pour déterminer l'ordre optimal des retards K^* , nous utilisons les trois critères d'information suivants: Akaike (AIC), Schwartz (SC), et Hann-Quin (HC). Si la condition de non-stationnarité est remplie, alors nous pouvons appliquer la procédure en deux étapes d'Engle et Granger comme suit :

La première étape nécessite une estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de la relation entre les prix du SPDR et l'iShares d'un autre pays :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

Avec :

- Y_t est le prix de l'iShares d'un pays donné à la date t ;
- X_t est le prix du SPDR à la date t ;
- ε_t is est le terme d'erreur.

Le but ici est d'extraire les termes d'erreur $\hat{\varepsilon}_t$ de la régression $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t$.

Ensuite, nous vérifions si les termes d'erreur sont bien stationnaires, en utilisant le même test ADF(K^*). Là encore, l'ordre de retard optimal K^* sera déterminé par les trois critères d'information identifiés précédemment. Par conséquent, si les termes d'erreur sont stationnaires, alors nous pouvons passer à la seconde étape.

La deuxième étape nécessite une estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de deux modèles à correction d'erreur (ECM), un pour chaque variable I (1) (séries des FNBs) en étude. Les deux modèles à correction d'erreur sont représentés par les deux équations suivantes :

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

$$\Delta X_t = \mu_2 + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

Où p , le nombre de retards, est choisi arbitrairement ($p=1$ dans le présent document), ΔY_t et ΔX_t sont les changements dans les variables cointégrées. Les deux coefficients γ_1 et γ_2 reflètent la vitesse d'ajustement à l'équilibre à long terme. Pour qu'une relation de

cointégration existe, au moins un des deux coefficients γ_1 ou γ_2 doit être significativement différent de zéro. Si, à cette deuxième étape d'estimation, une telle correction d'erreurs qui soit statistiquement significative n'a pas eu lieu, l'analyste doit conclure qu'il s'agit d'un cas probable de corrélation fallacieuse (Haley, 2003).

3.4.4. L'Analyse par la Valeur à Risque

L'effet de la déviation par rapport à la corrélation constante n'est pas la seule préoccupation dans l'évaluation des bénéfices de la diversification internationale. Un autre problème courant est l'écart potentiel par rapport à la distribution normale. Il est bien connu que la plupart des rendements financiers ne sont pas distribués normalement (montrant souvent de l'asymétrie et un excès de kurtosis) et par conséquent, nous avons besoin d'examiner l'impact des moments plus élevés sur les avantages de la diversification internationale, d'autant plus que le contexte des données est celui d'une crise financière caractérisée par un excès de volatilité et des valeurs extrêmes plus fréquentes. Plus précisément, nous utilisons la valeur à risque (VaR) à quatre moments afin d'intégrer le kurtosis et l'asymétrie dans la mesure du risque et de comparer ensuite cette mesure à la VaR à deux moments avec des variances inconditionnelles et des variances GARCH estimées dans la première section. En outre, l'examen de perte potentielle par la VaR est une autre mesure alternative du degré de diversification d'un portefeuille.

La valeur à risque (VaR) est une mesure qui permet de combiner les moments statistiques d'une distribution en une seule valeur, ce qui nous permet de comparer la performance des portefeuilles à travers plusieurs marchés en termes de risque des ailes de la distribution. Par conséquent, la VaR fournit une comparaison directe qui est compatible avec les intérêts des gestionnaires de portefeuille pour évaluer le risque de perte (downside risk) d'un portefeuille. La VaR à deux moments, qui constitue actuellement une mesure populaire du risque de perte, est donnée par la formule suivante :

$$VaR_p = \mu_p - z_\alpha \sigma_p$$

Où μ_p est la moyenne des rendements du portefeuille, σ_p son écart-type et z_α est le nombre d'écart-types associé à un certain centile α . La VaR à deux moments est sous-jacente

à la distribution normale des rendements où ne sont considérés que le rendement moyen et l'écart-type.

La VaR modifiée en considérant les quatre premiers moments de la distribution des rendements, offre une mesure de risque potentiel de perte à une probabilité donnée d'un portefeuille donné caractérisé par son rendement moyen, son écart-type, son asymétrie et finalement son aplatissement. Cette VaR a été développée par Favre et Galeano (2002) et est exprimée par l'équation suivante :

$$VaR_p = \mu_p - \left[z + \frac{1}{6}(z^2 - 1)S_p + \frac{1}{24}(z^3 - 3z)K_p - \frac{1}{36}(2z^3 - 5z)S_p^2 \right] \sigma_p$$

Où μ_p , σ_p , S_p et K_p sont les quatre premiers moments de la distribution des rendements du portefeuille P (S_p et K_p représentent respectivement l'asymétrie et l'aplatissement du portefeuille P). La VaR à deux moments est un cas particulier de cette VaR à quatre moments dans le cas où l'asymétrie et l'aplatissement sont négligés.

3.5. Résultats Empiriques

L'analyse des Co-mouvements à court terme par les coefficients de corrélations rapportés dans le tableau 1 confirme les conclusions de Forbes et Rigobon (2002). Nous remarquons qu'à part la corrélation avec le Japon, toutes les corrélations non ajustées à l'hétéroscédasticité ont significativement augmenté après la crise financière. Cependant, en corrigeant ce biais identifié par Forbes et Rigobon (2002), les corrélations ajustées ne montrent aucune significativité, à part pour l'Australie. Ces résultats montrent clairement que la crise financière aux États-Unis ne s'est pas transmise aux autres pays par un effet de contagion, mais que les corrélations ont augmenté avec les autres pays à cause de l'interdépendance, tel que stipulé par Forbes et Rigobon (2002).

Tableau 3.1: Test de la significativité de l'augmentation de la corrélation après la crise

| | Corrélations avant la crise | Corrélations après la crise | Corrélations- ajustée après la crise | Z-statistique (non ajustée) | Z-statistique (ajustée) |
|------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|--|--------------------------------|----------------------------|
| Pays développés | | | | | |
| É-U-Australie | 0.027 | 0.287 | 0.102 | -5.199*** | -1.460* |
| É-U-Autriche | 0.248 | 0.496 | 0.192 | -5.650*** | 1.135 |
| É-U-Belgique | 0.331 | 0.537 | 0.213 | -4.950*** | 2.480 |
| É-U-Canada | 0.490 | 0.726 | 0.340 | -7.465*** | 3.512 |
| É-U-France | 0.409 | 0.583 | 0.239 | -4.498*** | 3.710 |
| É-U-Allemagne | 0.422 | 0.623 | 0.263 | -5.402*** | 3.515 |
| É-U-Italie | 0.390 | 0.549 | 0.219 | -3.972*** | 3.660 |
| É-U-Japon | 0.055 | 0.000 | 0.000 | 1.065 | 1.058 |
| É-U-Pays-Bas | 0.391 | 0.584 | 0.239 | -4.961*** | 3.269 |
| É-U-Singapour | 0.089 | 0.371 | 0.136 | -5.829*** | -0.918 |
| É-U-Espagne | 0.399 | 0.552 | 0.221 | -3.849*** | 3.837 |
| É-U-Suède | 0.308 | 0.548 | 0.219 | -5.780*** | 1.845 |
| É-U-Suisse | 0.302 | 0.512 | 0.200 | -4.913*** | 2.117 |
| É-U-RU | 0.351 | 0.581 | 0.237 | -5.757*** | 2.418 |
| Pays Émergents | | | | | |
| É-U-Brésil | 0.605 | 0.760 | 0.372 | -5.729*** | 6.015 |
| É-U-Hong Kong | 0.096 | 0.288 | 0.103 | -3.891*** | -0.137 |
| É-U-Malaisie | 0.050 | 0.171 | 0.059 | -2.374*** | -0.180 |
| É-U-Mexique | 0.607 | 0.770 | 0.383 | -6.155*** | 5.837 |
| É-U-Afrique du Sud | 0.205 | 0.419 | 0.156 | -4.642*** | 0.967 |
| É-U-Corée | 0.091 | 0.254 | 0.090 | -3.263*** | 0.028 |
| É-U-Taiwan | 0.045 | 0.167 | 0.058 | -2.397*** | -0.251 |

Les Co-mouvements à court terme estimés par les corrélations dynamiques conditionnelles (CDC-GARCH) sont représentés dans la Figure 1. Comme notre échantillon couvre 21 pays développés et émergents, nous nous contentons de présenter les résultats de certains pays représentatifs, les autres résultats sont similaires. Sur ces graphiques, nous pouvons distinguer deux périodes principales. La période avant la crise, caractérisée par une faible volatilité et des corrélations dynamiques relativement faibles. La deuxième période qui couvre la période de la crise financière et qui coïncide avec beaucoup d'instabilité dans les marchés mondiaux, est caractérisée par un régime de volatilité conditionnelle très élevée et des corrélations entre le marché américain et les autres pays qui ont augmenté significativement. Ces résultats confirment ceux de Longin et Solnik (1995) qui démontrent que les Co-mouvements entre les marchés boursiers augmentent au cours des périodes de grande volatilité. Ces résultats confirment également ceux de Schwebach et al. (2002) qui ont

trouvé que la volatilité et les corrélations entre 11 marchés, dont 5 parmi les G7, ont augmenté après la crise asiatique.

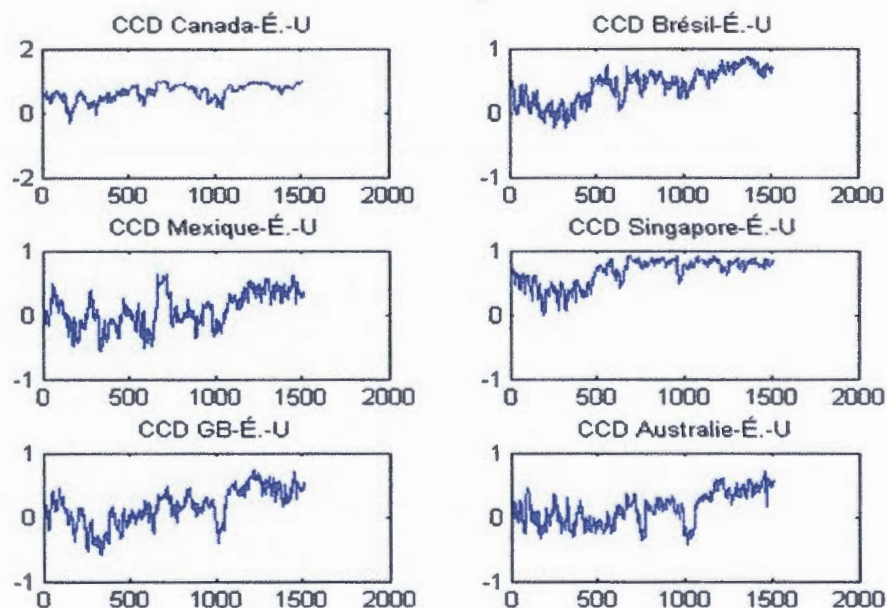


Figure 3.1: La corrélation dynamique GARCH entre le marché américain et d'autres marchés développés et émergents avant et après la crise financière

Concernant les Co-mouvements à long terme, avant et après la crise financière, nous avons résumé les conclusions de tous les résultats de l'analyse de la cointégration par la méthode d'Engle et Granger (1987) (les tests de stationnarité, les régressions, les tests de stationnarité sur les erreurs et finalement le modèle à correction d'erreur ECM) dans le tableau 2 pour les pays développés et le tableau 3 pour les pays émergents. Les détails de ces calculs sont présentés dans l'annexe. Ces deux tableaux montrent d'abord que pour tous les pays, il n'existait aucune cointégration avec le marché américain durant la période après la crise financière (2007-2010) et pour toute la période qui couvre l'avant et l'après crise, c'est-à-dire entre 2004 et 2010. Cependant, pour la période d'avant crise, certains pays étaient cointégrés avec le marché américain notamment, l'Australie (très forte intégration), la Belgique, Hong-Kong, le Mexique et Taiwan (forte intégration), l'Autriche, les Pays-Bas, l'Espagne, et le Royaume-Uni (faible intégration).

Les deux tableaux 3.2 et 3.3 présentent également la corrélation inconditionnelle entre le marché américain et les autres pays. Nous remarquons que, pour tous les pays sauf le Japon, la corrélation inconditionnelle a augmenté après la crise financière. De plus, nous constatons que malgré l'augmentation des corrélations après la crise, l'intégration elle, a disparu pour les pays qui étaient intégrés avec le marché américain avant la crise. Ce résultat n'a rien de surprenant, la corrélation et la cointégration étant deux mesures différentes des interdépendances à court et à long termes et aucune n'implique l'autre (Carol Alexander, 2001).

Tableau 3.2: Synthèse de l'intensité statistique de la cointégration et la corrélation inconditionnelle dans les pays développés.

| Paires de marchés | Avant-crise (2004-2007) | | Après-crise (2007-2010) | | Toute la période (2004-2010) | |
|-------------------|-------------------------|-------------|-------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| | Cointégration | Corrélation | Cointégration | Corrélation | Cointégration | Corrélation |
| É-U-Australie | Très forte | 0.027 | Aucune | 0.287 | Aucune | 0.213 |
| É-U-Autriche | Faible | 0.248 | Aucune | 0.496 | Aucune | 0.439 |
| É-U-Belgique | Forte | 0.331 | Aucune | 0.537 | Aucune | 0.495 |
| É-U-Canada | Aucune | 0.490 | Aucune | 0.726 | Aucune | 0.703 |
| É-U-France | Aucune | 0.409 | Aucune | 0.583 | Aucune | 0.538 |
| É-U-Allemagne | Aucune | 0.422 | Aucune | 0.623 | Aucune | 0.568 |
| É-U-Italie | Aucune | 0.390 | Aucune | 0.549 | Aucune | 0.508 |
| É-U-Japon | Aucune | 0.055 | Aucune | 0.000 | Aucune | -0.009 |
| É-U-Pays bas | Faible | 0.391 | Aucune | 0.584 | Aucune | 0.539 |
| É-U-Singapour | Aucune | 0.089 | Aucune | 0.371 | Aucune | 0.293 |
| É-U-Espagne | Faible | 0.399 | Aucune | 0.552 | Aucune | 0.515 |
| É-U-Suède | Très forte | 0.308 | Aucune | 0.548 | Aucune | 0.494 |
| É-U-Suisse | Aucune | 0.302 | Aucune | 0.512 | Aucune | 0.461 |
| É-U-RU | Faible | 0.351 | Aucune | 0.581 | Aucune | 0.528 |

Tableau 3.3: Synthèse de l'intensité statistique de la cointégration et la corrélation conditionnelle dans les pays émergents

| Paires de marchés | Avant-crise (2004-2007) | | Après-crise (2007-2010) | | Toute la période (2004-2010) | |
|--------------------|-------------------------|-------------|-------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| | Cointégration | Corrélation | Cointégration | Corrélation | Cointégration | Corrélation |
| É-U-Brésil | Aucune | 0.605 | Aucune | 0.760 | Aucune | 0.714 |
| É-U-Hong Kong | Forte | 0.096 | Aucune | 0.288 | Aucune | 0.220 |
| É-U- Malaisie | Aucune | 0.050 | Aucune | 0.171 | Aucune | 0.127 |
| É-U-Mexique | Forte | 0.607 | Aucune | 0.770 | Aucune | 0.721 |
| É-U-Afrique du Sud | Aucune | 0.205 | Aucune | 0.419 | Aucune | 0.354 |
| É-U-Corée | Aucune | 0.091 | Aucune | 0.254 | Aucune | 0.205 |
| É-U-Taiwan | Forte | 0.045 | Aucune | 0.167 | Aucune | 0.133 |

Finalement, pour étudier l'impact des valeurs extrêmes pendant la crise financière sur la diversification internationale, nous avons formé deux portefeuilles, chacun est composé de tous les titres de notre échantillon (les 21 iShares plus le SPDR américain) et couvre chacune des deux sous-périodes de cette étude, soit celle avant et celle après la crise. Ensuite, pour chaque portefeuille nous avons calculé la VaR par trois méthodes. La VaR à deux moments avec une variance inconditionnelle, la VaR à deux moments avec une variance conditionnelle GARCH et la VaR à quatre moments qui prend en considération l'asymétrie et le kurtosis. Les résultats sont résumés sur la Figure 2. Ils nous montrent d'abord que les rendements ne sont pas normalement distribués. En effet, pour les deux sous-périodes, la VaR à quatre moments est toujours plus élevée que celle à deux moments. Cependant, après la crise, nous remarquons que la différence entre ces deux VaRs est plus importante. Cela est dû au fait que la volatilité et surtout les valeurs extrêmes (estimées par le kurtosis) étaient plus importantes après la crise. La VaR à deux moments conditionnelle montre la grande volatilité qui a caractérisé l'après crise. Finalement, nous pouvons conclure que les pertes potentielles des portefeuilles diversifiés internationalement, calculées par la VaR, étaient beaucoup plus importantes après la crise financière. Ce résultat s'explique par la grande fréquence des valeurs extrêmes et par l'augmentation de la volatilité.

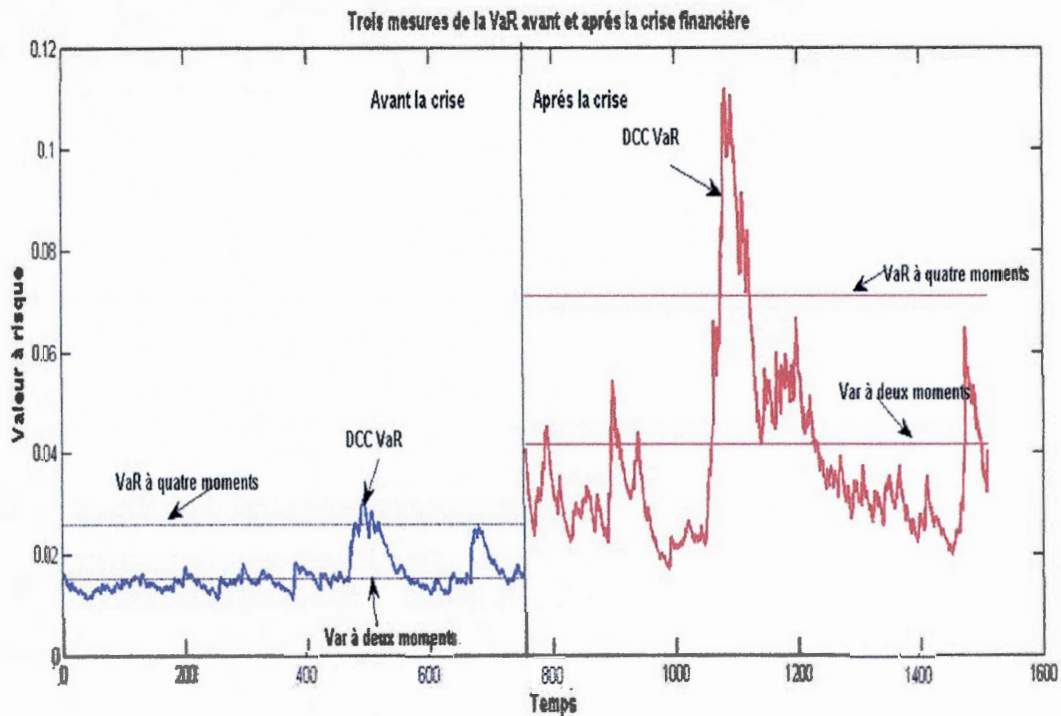


Figure 3.2: La VaR des portefeuilles composés du marché américain et de tous les autres pays développés et émergents avant et après la crise financière

3.6. Conclusion

Plusieurs études ont rapporté que les corrélations entre les marchés financiers augmentent quand la volatilité augmente (Solnik et al. ,1996). Ainsi les bénéfices de la diversification internationale perdent de leur importance au moment où les gestionnaires de portefeuilles ont en le plus besoin. Les turbulences sur les marchés financiers suite à la récente crise financière aux États-Unis fournissent une illustration vivante de ce phénomène. Notre étude examine l'importance de l'interdépendance à long et à court termes entre les États-Unis et 21 autres pays développés et émergents et son impact sur la diversification internationale et ce, suite à la crise financière des subprimes. Contrairement à la plupart des études sur les Comouvements des marchés internationaux, qui utilisent généralement des indices boursiers, notre étude utilise les séries de prix des fonds négociés en bourse dans le but de fournir des évidences empiriques sur l'ampleur réelle des possibilités de diversification internationale offertes aux investisseurs aux États-Unis. Notre étude fournit une analyse en profondeur des

Co-mouvements entre les marchés boursiers en s'appuyant sur des techniques économétriques qui permettent d'illustrer la nature variable dans le temps des interdépendances entre les marchés et ce, à court et à long termes et au niveau des valeurs extrêmes.

Nos résultats sur la base des données offertes par les iShares suggèrent que les bénéfices de la diversification internationale à court terme ont significativement diminué. En effet, l'ampleur de l'interdépendance à court terme, mesurée par des corrélations conditionnelles, a augmenté après la crise financière, comme en témoigne l'augmentation de la corrélation conditionnelle entre les rendements quotidiens des iShares. De plus, en utilisant la VaR à deux puis à quatre moments pour analyser les risques de pertes potentielles de deux portefeuilles diversifiés internationalement pendant les périodes avant et après la crise financière, les résultats suggèrent que lorsque l'asymétrie et le kurtosis sont considérés comme des facteurs importants dans le calcul de la VaR ajustée, la VaR augmente considérablement par rapport à celle à deux moments. Cependant cette augmentation est beaucoup plus importante après la crise financière à cause de la grande volatilité pendant cette période ainsi que l'existence de valeurs extrêmes plus importantes. Les résultats par la VaR suggèrent que la diversification internationale après la crise financière a grandement perdu de son efficacité à cause des pertes potentielles qui ont considérablement augmenté.

Par contre, l'analyse de la contagion et des interdépendances à long terme suggèrent d'abord que la crise financière s'est transmise par un effet d'interdépendance et non de contagion. Ce résultat signifie que l'effet de la diversification internationale a diminué mais est toujours existant. Concernant l'interdépendance à long terme, nous constatons que l'intensité de la cointégration avec les États-Unis est différente d'un pays à un autre avant la crise, mais cette cointégration disparaît pour tous les pays après la crise alors que les corrélations ont augmenté. Ce résultat signifie que l'effet de la diversification internationale à long terme est toujours existant et pertinent.

Nous pouvons ainsi conclure que pendant la crise financière des subprimes, les interdépendances à court terme, mesurées par les corrélations dynamiques et la VaR, entre le marché américain et les autres marchés financiers sous étude ont significativement augmenté de sorte que les bénéfices de la diversification internationale à court terme diminuent considérablement. Par contre, l'analyse de la contagion et de la cointégration démontre que malgré l'ampleur de la crise financière, la diversification internationale reste pertinente.

RÉFÉRENCES

- Ahlgren, N., et Antell, J. 2002. « Testing for cointegration between international stock prices ». *Applied Financial Economics*, 12(12), 851-861.
- Alexander, C. 2001. « Market Models: A Guide to Data Analysis ». John Wiley & Sons, Ltd, Chichester.
- Ang, A., et Bekaert, G. 2002. « International Asset Allocation With Regime Shifts ». *Review of Financial Studies*, 2002, v15(4), 1137-1187.
- Bae, K.-H., Karyoli, G.A., et Stulz, R.M. 2003. « A new approach to measuring financial contagion ». *Review of Financial Studies* 16 (3), 717-763.
- Baele, L. 2004. « Measuring european financial integration ». *Oxford Review of Economic Policy*, 20(4), 509-530.
- Baig, T., et Goldfajn, I. 1999. « Financial market contagion in the asian crisis ». *IMF Economic Review*, 46(2), 167-195.
- Barari, M., Lucey, B., et Voronkova, S. 2008. « Reassessing Co-Movements Among G7 Equity Markets: Evidence From iShares ». *Applied Financial Economics*, 18:863-877
- Bartram, S.M., et Wang, Y.-H. 2005. « Another look at the relationship between cross-market correlation and volatility ». *Finance Research Letters*, 2 (2), pp. 75-88.
- Bekaert, G., et Harvey, C. R. 1995. « Time-varying world market integration ». *Journal of Finance*, 50, 403-444.
- Bergstrom, G.L. 1975. « A new route to higher returns and lower risks. ». *Journal of Portfolio Management*. 2, 30-38.

- Bertero, E., et Mayer, C. 1989. « Structure and performance : Global interdependence of stock markets around the crash of october 1987 ». in *9èmes journées internationales de finance*, Paper presented at the 25-25.
- Billio, M., et Pelizzon, L. 2003. « Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed? ». *Journal of Economics and Business*, 55, pp. 405-26.
- Bordo, M. D., et Murshid, A. P. 2006. « Globalization and changing patterns in the international transmission of shocks in financial markets ». *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 655-674.
- Boyer, B.H., Gibson, M.S., et Loretan, M. 1999. « Pitfalls in tests for changes in correlations ». *Federal Reserve Board International finance discussion paper*, no. 597R.
- Calvo, G., et Mendoza, E. 2000. « Rational contagion and the globalization of securities market ». *Journal of International Economics* 51, 79e113.
- Calvo, S., et Reinhart, C. 1996. « Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects? In: Calvo, Goldstein, Hochreiter (Eds.), *Private Capital Flows to Emerging Markets after the Mexican Crisis* ». *Institute for International Economics*, Washington, DC.
- Caramazza, L. A., Ricci, et Salgado, R. 2004. « International contagion in currency crises ». *Journal of International Money and Finance*, 23 :51-70,
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., et Li, H. 2007. « Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets ». *Journal of International Money and Finance*, 26, 1206-1228.
- Claessens, S., Dornbusch, R., et Park, Y.C. 2001. « Contagion: why crises spread and how this can be stopped ». In: Claessens, S., Forbes, K. (Eds.), *International Financial Contagion*. Kluwer Academic Publishers.

- Copeland, L. 1991. « Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53 #2: 185–198.
- Corsetti, G., Pericoli, M., et Sbracia, M. 2005. « Some contagion, some interdependence : More pitfalls in tests of financial contagion ». *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177-1199.
- Dornbusch, R., Park, Y. C., et Claessens, S. 2000. « Contagion: Understanding how it spreads ». *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
- Dungey, M., Fry, R., et González-Hermosillo, B., et Martin, V. L. 2007. « Contagion in global equity markets in 1998 : The effects of the russian and LTCM crises ». *North American Journal of Economics and Finance*, 18(2), 155
- Durand, R. B., et Scott, D. 2003. « iShares Australia: A Clinical Study in International Behavioral Finance ». *International Review of Financial Analysis* 12, 223-239.
- Edwards, S., Biscarri, J.G., et De Gracia, F.P. 2003. « Stock market cycles, financial liberalization and volatility ». *Journal of International Money and Finance* 22, 925–955.
- Engle, R.E. 2002. « Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models ». *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339e350.
- Engle, R.E., et Kroner, K.F. 1995. « Multivariate simultaneous generalized ARCH ». *Econometric Theory*, 11, 122e150.
- Engle, R.F., et Granger, C.W.J. 1987. « Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing ». *Econometrica* 55, 251–276.
- Erb, C., Harvey, C., et Viskantas, T. 1994. « Forecasting international correlation ». *Financial Analysts Journal*, 50(6), 32–45.

- Favre, L., et Galeano, J. 2002. « Mean-Modified Value-at-Risk Optimization with Hedge Funds ». *Journal of Alternative Investments* 5(2)
- Forbes, K. J., et Rigobon, R. 2002. « No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements ». *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Grubel, G.H. 1968. « Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows ». *American Economic Review*. 58, 1299-1314.
- Granger, CW 1983. « Cointegrating Variables and Error Correcting Models ». *Discussion Paper 83-13*, San Diego: University of California, San Diego.
- Granger, C.W.J., et Weiss, A.A. 1983. « Time Series Analysis of Error Correction Models ». in S Karlin, T Amemiya, and LA Goodman (Eds.) *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, New York: Academic Press.
- Hakkio, C.S., et Rush, M. 1989. « Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets ». *Journal of International Money and Finance* 8: 75-88.
- Hakkio, C.S., et Rush, M. 1991. « Cointegration: How Short Is the Long Run? ». *Journal of International Money and Finance* 10: 571-581.
- Haley, J.D. 1993. « A Cointegration Analysis of the Relationship between Underwriting Margins and Interest Rates: 1930-1989 ». *Journal of Risk and Insurance* 60 (3): 480-493.
- Haley, J.D. 2007. « Further Considerations of Underwriting Margins, Interest Rates, Stability, Stationarity, Cointegration, and Time Trends ». *Journal of Insurance Issues* 30 (1) (Spring): 62-75.
- Haile, F., et Pozo, S. 2008. « Currency crisis contagion and the identification of transmission channels ». *International Review of Economics and Finance*, 17, 572-588.

- Hamao, Y., Masulis, R., et Ng, V. 1990. « Correlations in price changes and volatility across international stock markets ». *Review of Financial Studies*, 3, 281–308.
- Ji, P., et In F. 2010. « The impact of the global financial crisis on the cross-currency linkage of LIBOR-OIS spreads ». *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 20(5), 575–589.
- Kaminsky, et Reinhart, C.M. 1999. « Bank lending and contagion : evidence from the Asian crisis ». NBER 10th Annual East Asia Seminar on Economics.
- Kee-Hong Bae, Karolyi, G. A., et Stulz, R. M. 2003. « A new approach to measuring financial contagion ». *The Review of Financial Studies*, 16(3), 717-763.
- Kim, B. S. 2011. « Linkages between the U.S. and asia-pacific exchange traded funds (ETF) markets: Evidence from the 2007-2008 global financial crisis ». *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 7(1), 53-72
- King, M. A., et Wadhwani, S. 1990. « Transmission of volatility between stock markets ». *Review of Financial Studies*, 3, 5–33.
- King, M., Sentana, E., et Wadhwani, S. 1994. « Volatility and links between national stock markets ». *Econometrica* (1986-1998), 62(4), 901-901.
- Lee, S.B., et Kim, K.J. 1993. « Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements Among National Stock Markets? ». *Review of Financial Economics*, 3, 89-102.
- Levy, H., et Sarnat, M. 1970. « International diversification of investment portfolio. ». *American Economic Review*, 60, 668-675.
- Longin, F. et Solnik, B. 1995. « Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? ». *Journal of International Money and Finance*, 14, 3–26.
- Longin, F., et Solnik, B., 2001. « Extreme correlations of international equity markets ». *The Journal of Finance* 56, 649–676.

- Miffre, J. 2004. « Country-specific ETFs: an efficient approach to global asset allocation ». Working Paper.
- Olienyk, J. P., Schwebach, R. G., et Zumwalt, J. K. 1999. « WEBS, SPDRs, and country funds: an analysis of international cointegration ». *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 217–32.
- Panton, D.B., Lessig, V.P., et Joy, O.M. 1976. « Comovement of international equity markets: A taxonomic approach ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 11, no. 3, pp. 415–432.
- Pennathur, A. K., Delcoure, N. et Anderson, D. 2002. « Diversification benefits of ishares and closed-end country funds ». *The Journal of Financial Research*, 25, 541–57.
- Phengpis, C., et Swanson, P. E. 2004. « Increasing input information and realistically measuring potential diversification gains from international portfolio investments ». *Global Finance Journal*, 15, 197–17.
- Schwebach, R. G., Olienyk, J. P., et Zumwalt, J. K. 2002. « The impact of financial crisis on international diversification ». *Global Finance Journal*, 13, 147–61.
- Sheng, H.-C., et Tu, A. H. 2000. « A Study of Cointegration and Variance Decomposition among National Equity Indices before and During the Period of the Asian Financial Crisis ». *Journal of Multinational Financial Management* 10(3-4): 345–365.
- Solnik, B., Boucrelle, C., et Le Fur, Y. 1996. « International market correlation and volatility ». *Financial Analysis Journal*, 52 (5), 17–34.
- Solnik, B.H. 1974. « Why not diversify internationally rather than domestically ». *Financial Analysis Journal*, 30, 48–54.
- Wahab, M., et Lashagari, M. 1993. « Covariance stationarity of international equity markets returns: recent evidence ». *Financial Review*, 28, 239–60.

Watson, J. 1980. « The Stationarity of inter-country correlation coefficients: a note ». *Journal of Business Finance and Accounting*, 7, 297–303.

Zhong, M., et Yang, H. 2005. « Risk Exposures and International Diversification: Evidence from iShares ». *Journal of Business Finance & Accounting* , Vol. 32, Nos. 3&4 (April/May), pp. 737–71.

ANNEXE 3.1

**LES CALCULS DE LA COINTEGRATION ENTRE LE MARCHÉ AMERICAIN ET LES
21 PAYS DEVELOPPÉS ET ÉMERGENTS POUR LES PÉRIODES «AVANT LA
CRISE», «APRÈS LA CRISE» ET POUR TOUTE LA PÉRIODE**

Les calculs de la cointégration entre le marché américain et les 21 pays développés et émergents avant la crise, après la crise et pour toute la période

Table A-1: Le test Augmented Dickey-Fuller de la racine unitaire sur les prix des iShares pour chaque équation de cointégration pour les marchés développés pour les trois périodes.

| FNB | Optimal lag order (K*) | | | Levels | | | First differences | | |
|--------------|----------------------------|-----------------------------|------------------------------|----------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------|
| | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période |
| SPY (S&P500) | 0 (AIC, SC, HC) | 2 (AIC, SC, HC) | 22 (AIC) 2 (SC, HC) | -0.203877 | -1.523777 | -1.604971 -1.405000 | -20.8312*** | -23.26*** | -7.4957*** |
| Australia | 0 (AIC, SC, HC) | 0 (AIC, SC, HC) | 4 (AIC) 0 (SC, HC) | 0.083796 | -1.405180 | -1.791004 -1.856820 | -12.74*** | -13.48*** | -19.09*** |
| Austria | 15 (AIC) 0 (SC, HC) | 0 (AIC, SC, HC) | 23 (AIC) 0 (SC, HC) | -0.445052 -0.416517 | -1.387631 | -1.391515 -0.897016 | -7.086*** | -26.47*** | -5.804828 |
| Belgium | 0 (AIC, SC, HC) | 1 (AIC, HC) 0 (SC) | 1 (AIC, HC) 0 (SC) | -0.469578 | -1.674067 -1.660158 | -0.586164 -0.522189 | -12.46*** | -25.31*** | -36.56*** |
| Canada | 12 (AIC) 0 (SC, HC) | 5 (AIC) 0 (SC) 3 (HC) | 11 (AIC) 0 (SC) 5 (HC) | -0.036225 -0.124490 | -1.443494 -1.360340 -1.455465 | -1.880674 -1.902644 -1.945327 | -8.636*** | -11.56*** | -12.27*** |
| France | 6 (AIC) 0 (SC, HC) | 4 (AIC) 0 (SC, HC) | 18 (AIC) 0 (SC, HC) | 0.637157 0.250904 | -1.403632 -1.359943 | -1.326632 -1.276928 | -9.554*** | -13.32*** | -8.757*** |
| Germany | 6 (AIC) 0 (SC, HC) | 0 (AIC, SC, HC) | 20 (AIC) 0 (SC, HC) | 1.665263 1.231799 | -1.228328 | -1.581870 -1.383619 | -13.31*** | -13.05*** | -7.729*** |
| Italy | 6 (AIC) 0 (SC, HC) | 5 (AIC) 0 (SC, HC) | 13 (AIC) 0 (SC, HC) | -0.363613 -0.570774 | -1.328410 -1.278768 | -0.584843 -0.473877 | -12.53*** | -13.02*** | -9.773*** |

| FNB | Optimal lag order (K*) | | | | Levels | | | First differences | | |
|-------------|------------------------------|----------------------------|------------------------------|--|-----------------------------------|----------------------------|-------------------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------|
| | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période | | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période | Avant-crise (2004-2007) | Après-crise (2007-2010) | Toute la période |
| Japan | 0(AIC, SC, HC) | 2 (AIC, SC, C) | 2 (AIC, C, HC) | | -0.938867 | -1.753165 | -1.168045 | -7.203*** | -23.73*** | -31.70*** |
| Netherlands | 6 (AIC) 0(SC, HC) | 4 (AIC) 0 (SC, HC) | 2 (AIC) 0 (SC, HC) | | 0.776291 0.612229 | -1.400527 -1.322934 | -1.471127 -1.230396 | -12.76*** | -12.99*** | -9.174*** |
| Singapore | 17 (AIC) 0 (SC) 6 (HC) | 0 (AIC, SC, HC) | 22 (AIC) 0 (SC, HC) | | 1.738007 1.056767 1.848800 | -1.339549 | -1.814527 -1.549591 | -7.127*** | -28.09*** | -6.562*** |
| Spain | 0(AIC, SC, HC) | 0(AIC, SC, HC) | 19 (AIC) 0 (SC, HC) | | 0.260939 | -0.989373 | -1.806364 -1.511289 | -12.40*** | -13.491*** | -10.18*** |
| Sweden | 8 (AIC) 0 (SC, HC) | 0 (AIC, SC, HC) | 0 (AIC) 0 (SC, HC) | | 0.518535 0.182021 | -1.800112 | -1.661322 -1.661322 | -11.146*** | -20.56*** | -28.92*** |
| Switzerland | 0 (AIC, SC, HC) | 5(AIC, HC) 0 (SC) | 20 (AIC) 0 (SC) 5 (HC) | | -0.109847 | -1.494257 -1.556374 | -1.893844 -1.762174 -1.662878 | -28.27*** | -13.18*** | -7.865*** |
| UK | 11 (AIC) 0 (SC) 6 (HC) | 4 (AIC, HC) 0 (SC) | 12 (AIC) 0 (SC) 1 (HC) | | 0.091098 -0.262183 0.112045 | -1.559729 -1.490303 | -0.911570 -1.082464 -0.978697 | -9.400*** | -14.04*** | -10.95*** |

Table A-2 : Le test Augmented Dickey-Fuller de la racine unitaire sur les termes d'erreur pour chaque équation de cointégration pour les marchés développés pour les trois périodes

| Erreur | Avant-crise (2004-2007) | | Après-crise (2007-2010) | | Toute la période (2004-2010) | |
|-------------------------------|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|-----------------------------------|------------------------------|-----------------------------------|
| | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels |
| $\varepsilon_{australia,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.91932*** | 4 (AIC, HQ) 3 (SC) | -3.12608** -3.39006** | 23 (AIC 3(HQ) 4(SC) | -2.26657 -2.45089 -2.30754 |
| $\varepsilon_{austria,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.30562** | 2 (AIC,SC, HQ) | -1.71064 | 22 (AIC) 2(SC, HQ) | -1.74577 -2.63053 |
| $\varepsilon_{belgium,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.75272*** | 2 (AIC,SC, HQ) | -1.94331 | 22 (AIC 2(SC, HQ) | -1.09136 -1.78503 |
| $\varepsilon_{canada,t}$ | 4 (AIC) 1 (SC) 2 (HQ) | -2.19217 -2.40844 -2.21232 | 2 (AIC,SC, HQ) | -2.90462** | 11 (AIC) 2(SC, HQ) | -1.48042 -1.61439 |
| $\varepsilon_{france,t}$ | 3 (AIC, HQ) 2 (SC) | -3.03916** -3.33119** | 8 (AIC) 2 (SC) 3 (HQ) | -0.97406 -1.26913 -1.06238 | 22 (AIC) 3 (SC, HQ) | -1.74801 -1.99964 |
| $\varepsilon_{germany,t}$ | 3 (AIC) 2 (SC,HQ) | -2.42736 -2.66116* | 5 (AIC, HQ) 2 (SC) | -1.13095 -1.60177 | 22 (AIC 3 (SC) 5(HQ) | -1.46072 -1.64705 -1.4905 |
| $\varepsilon_{italy,t}$ | 3 (AIC) 2 (SC,HQ) | -2.6121* -2.81501** | 18 (AIC) 2 (SC,HQ) | -0.03552 -1.08342 | 22 (AIC) 2 (SC) 9 (HQ) | -0.35705 -1.13276 -0.51469 |
| $\varepsilon_{japan,t}$ | 5 (AIC) 2 (SC,HQ) | -1.67246* -1.60328* | 18 (AIC) 2 (SC,HQ) | -1.83636 -2.7259* | 18 (AIC) 3 (SC,HQ) | -1.65897 -2.27587 |
| $\varepsilon_{netherlands,t}$ | 3 (AIC) 2 (SC,HQ) | -3.06602** -3.27418** | 9 (AIC) 2 (SC) 5 (HQ) | -1.71307 -2.63728* -2.01322 | 22 (AIC) 3 (SC) 9 (HQ) | -2.06673 -2.86643* -2.31342 |
| $\varepsilon_{singapore,t}$ | 8 (AIC) 2 (SC,HQ) | -1.91383 -2.54534 | 3 (AIC, HQ) 2 (SC) | -2.48528 -2.7128* | 22 (AIC) 3(HQ, SC) | -0.50241 -1.05355 |
| $\varepsilon_{spain,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.00753** | 8 (AIC) 2(SC, HQ) | -1.32585 -1.05103 | 9 (AIC) 2(SC, HQ) | -1.66204 -1.62308 |

| | | | | | | |
|-------------------------------|----------------|------------|-----------|-------------|-----------|------------|
| $\varepsilon_{sweden,t}$ | 3 (AIC) | -3.434** | 3 (AIC) | -2.71633* | 7 (AIC) | -2.58807* |
| | 2 (SC,HQ) | -3.7222*** | 2 (SC,HQ) | -3.06343** | 2 (SC,HQ) | -3.11857** |
| $\varepsilon_{switzerland,t}$ | 3 (AIC) | -2.6758* | 17 (AIC) | -3.02058** | 22 (AIC) | -1.78368 |
| | 2 (SC,HQ) | -2.91432** | 2 (SC) | -3.75121*** | 5 (SC) | -1.76258 |
| | | | 8(HQ) | -3.42786** | 9 (HQ) | -1.79998 |
| $\varepsilon_{uk,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.35189** | 9 (AIC) | -1.41765 | 22 (AIC) | -1.80995 |
| | | | 2 (SC) | -2.06849 | 2 (SC) | -2.44486 |
| | | | 3 (HQ) | -1.87239 | 5 (HQ) | -2.05274 |

L'hypothèse nulle de ces tests est que les variables contiennent une racine unitaire (ce qui implique la non-stationnarité), tandis que l'hypothèse alternative est que les variables sont $I(0)$, c.-à-d. stationnaires d'ordre 1. Les statistiques du test de l'ADF (K^*) marqués (***), (**) et (*), rejettent l'hypothèse nulle à un seuil de 1%, 5%, et 10%, respectivement. Les valeurs critiques de 1%, 5%, et 10% pour le test ADF sont -3,78, -3,25 et -2,98 respectivement (voir Engle et Yoo, 1987).

Table A-3 : Le test Augmented Dickey-Fuller de la racine unitaire sur les termes d'erreur pour chaque équation de cointégration pour les marchés émergents pour les trois périodes

| Erreur | Avant-crise (2004-2007) | | Après-crise (2007-2010) | | Toute la période (2004-2010) | |
|-------------------------------|------------------------------|---|------------------------------|----------------------------------|------------------------------|------------------------------------|
| | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels |
| $\varepsilon_{brazil,t}$ | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.32839 | 5 (AIC) 0 (SC) 2 (HQ) | -2.22702 -2.49048 -2.29743 | 5 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.11355 -1.1062 |
| $\varepsilon_{hongkong,t}$ | 16 (AIC) 2 (SC) 6 (HQ) | - 3.68364*** - 4.12137*** - 3.68051*** | 4 (AIC) 2 (SC, HQ) | -2.76541* -3.0997** | 23 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.57814 -1.86882 |
| $\varepsilon_{malaysia,t}$ | 16 (AIC) 2 (SC) 6 (HQ) | -1.29164 -1.59703 -1.5124 | 2 (AIC, SC, HQ) | -1.47176 | 22 (AIC) 2 (SC, HQ) | -0.31384 -0.57618 |
| $\varepsilon_{mexico,t}$ | 2 (AIC) 1 (SC, HQ) | - 3.87157*** - 4.17591*** | 13 (AIC) 1 (SC) 5 (HQ) | -1.81421 -2.09652 -1.82621 | 21 (AIC) 2 (SC) 5 (HQ) | -0.83426 -1.06789 -1.04756 |
| $\varepsilon_{southafrica,t}$ | 3 (AIC, HQ) 2 (SC) | -2.10124 -2.28708 | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.48567 | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.2765 |
| $\varepsilon_{southkorea,t}$ | 3 (AIC) 2 (SC, HQ) | -2.09059 -2.19239 | 11 (AIC) 2 (HQ, SC) | -2.29192 - 3.6296*** | 18 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.72617 -2.33904 |
| $\varepsilon_{taiwan,t}$ | 6 (AIC) 0 (SC) 3 (HQ) | -3.40351** - 4.61064*** - 3.95552*** | 2 (AIC, SC, HQ) | -3.3117** | 13 (AIC) 2 (SC, HQ) | - 3.79515*** - 4.11806*** |

L'hypothèse nulle de ces tests est que les variables contiennent une racine unitaire (ce qui implique la non-stationnarité), tandis que l'hypothèse alternative est que les variables sont $I(0)$, c.-à-d. stationnaires d'ordre 1. Les statistiques du test de l'ADF (K *) marqués (***), (**) et (*), rejettent l'hypothèse nulle à un seuil de 1%, 5%, et 10%, respectivement. Les valeurs critiques de 1%, 5%, et 10% pour le test ADF sont -3,78, -3,25 et -2,98 respectivement (voir Engle et Yoo, 1987).

| | | | | | | |
|-------------------------------|----------------|------------|-----------|-------------|-----------|------------|
| $\varepsilon_{sweden,t}$ | 3 (AIC) | -3.434** | 3 (AIC) | -2.71633* | 7 (AIC) | -2.58807* |
| | 2 (SC,HQ) | -3.7222*** | 2 (SC,HQ) | -3.06343** | 2 (SC,HQ) | -3.11857** |
| $\varepsilon_{switzerland,t}$ | 3 (AIC) | -2.6758* | 17 (AIC) | -3.02058** | 22 (AIC) | -1.78368 |
| | 2 (SC,HQ) | -2.91432** | 2 (SC) | -3.75121*** | 5 (SC) | -1.76258 |
| | | | 8(HQ) | -3.42786** | 9 (HQ) | -1.79998 |
| $\varepsilon_{uk,t}$ | 2 (AIC,SC, HQ) | -3.35189** | 9 (AIC) | -1.41765 | 22 (AIC) | -1.80995 |
| | | | 2 (SC) | -2.06849 | 2 (SC) | -2.44486 |
| | | | 3 (HQ) | -1.87239 | 5 (HQ) | -2.05274 |

L'hypothèse nulle de ces tests est que les variables contiennent une racine unitaire (ce qui implique la non-stationnarité), tandis que l'alternative est que les variables sont $I(0)$, c.-à-d. stationnaires d'ordre 1. Les statistiques du test de l'ADF (K *) marqués (***), (**) et (*), rejettent l'hypothèse nulle à un seuil de 1%, 5%, et 10%, respectivement. Les valeurs critiques de 1%, 5%, et 10% pour le test ADF sont -3,78, -3,25 et -2,98 respectivement (voir Engle et Yoo, 1987).

Table A-3 : Le test Augmented Dickey-Fuller de la racine unitaire sur les termes d'erreur pour chaque équation de cointégration pour les marchés émergents pour les trois périodes

| Erreur | Avant-crise (2004-2007) | | Après-crise (2007-2010) | | Toute la période (2004-2010) | |
|-------------------------------|------------------------------|---|------------------------------|----------------------------------|------------------------------|------------------------------------|
| | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels | Optimal lag order (K*) | Levels |
| $\varepsilon_{brazil,t}$ | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.32839 | 5 (AIC) 0 (SC) 2 (HQ) | -2.22702 -2.49048 -2.29743 | 5 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.11355 -1.1062 |
| $\varepsilon_{hongkong,t}$ | 16 (AIC) 2 (SC) 6 (HQ) | - 3.68364*** - 4.12137*** - 3.68051*** | 4 (AIC) 2 (SC, HQ) | -2.76541* -3.0997** | 23 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.57814 -1.86882 |
| $\varepsilon_{malaysia,t}$ | 16 (AIC) 2 (SC) 6 (HQ) | -1.29164 -1.59703 -1.5124 | 2 (AIC, SC, HQ) | -1.47176 | 22 (AIC) 2 (SC, HQ) | -0.31384 -0.57618 |
| $\varepsilon_{mexico,t}$ | 2 (AIC) 1 (SC, HQ) | - 3.87157*** - 4.17591*** | 13 (AIC) 1 (SC) 5 (HQ) | -1.81421 -2.09652 -1.82621 | 21 (AIC) 2 (SC) 5 (HQ) | -0.83426 -1.06789 -1.04756 |
| $\varepsilon_{southafrica,t}$ | 3 (AIC, HQ) 2 (SC) | -2.10124 -2.28708 | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.48567 | 2 (AIC, SC, HQ) | -2.2765 |
| $\varepsilon_{southkorea,t}$ | 3 (AIC) 2 (SC, HQ) | -2.09059 -2.19239 | 11 (AIC) 2 (HQ, SC) | -2.29192 - 3.6296*** | 18 (AIC) 2 (SC, HQ) | -1.72617 -2.33904 |
| $\varepsilon_{taiwan,t}$ | 6 (AIC) 0 (SC) 3 (HQ) | -3.40351** - 4.61064*** - 3.95552*** | 2 (AIC, SC, HQ) | -3.3117** | 13 (AIC) 2 (SC, HQ) | - 3.79515*** - 4.11806*** |

L'hypothèse nulle de ces tests est que les variables contiennent une racine unitaire (ce qui implique la non-stationnarité), tandis que l'alternative est que les variables sont $I(0)$, c.-à-d. stationnaires d'ordre 1. Les statistiques du test de l'ADF (K *) marqués (***), (**) et (*), rejettent l'hypothèse nulle à un seuil de 1%, 5%, et 10%, respectivement. Les valeurs critiques de 1%, 5%, et 10% pour le test ADF sont -3,78, -3,25 et -2,98 respectivement (voir Engle et Yoo, 1987).

Table A-4. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés développés pour la période avant-crise.

| FNB | Intercept | SPY | R2 adj. |
|-------------|------------------|------------|----------------|
| Australie | -16.711*** | 0.314*** | 96.03% |
| Autriche | -35.799*** | 0.550*** | 95.69% |
| Belgique | -14.681*** | 0.305*** | 96.76% |
| Canada | -18.137*** | 0.339*** | 90.86% |
| France | -20.590*** | 0.416*** | 97.45% |
| Allemagne | -23.398*** | 0.387*** | 97.24% |
| Italie | -12.616*** | 0.346*** | 95.53% |
| Japon | -3.271*** | 0.134*** | 75.84% |
| Pays-Bas | -18.356*** | 0.343*** | 97.29% |
| Singapour | -10.214*** | 0.163*** | 94.03% |
| Espagne | -46.903*** | 0.754*** | 96.30% |
| Suède | -28.300*** | 0.454*** | 97.15% |
| Suisse | -15.901*** | 0.309*** | 96.53% |
| Royaume-Uni | -6.125*** | 0.224*** | 96.47% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Table A-5. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés développés pour la période après-crise.

| FNB | Intercept | SPY | R² adj. |
|-------------|------------------|------------|---------------------------|
| Australie | -9.2265*** | 0.2824*** | 94.45% |
| Autriche | -25.8071*** | 0.4501*** | 89.28% |
| Belgique | -18.3356*** | 0.3073*** | 89.16% |
| Canada | -3.0965*** | 0.2628*** | 90.55% |
| France | -7.8378*** | 0.4991*** | 81.16% |
| Allemagne | -10.4964*** | 0.3136*** | 90.26% |
| Italie | -15.7403*** | 0.3440*** | 84.98% |
| Japon | 0.4365*** | 0.0938*** | 90.51% |
| Pays-Bas | -11.6688*** | 0.2996*** | 95.30% |
| Singapour | -2.4940*** | 0.1202*** | 92.67% |
| Espagne | -7.8378*** | 0.4991*** | 81.16% |
| Suède | -11.7802*** | 0.3253*** | 93.97% |
| Suisse | 1.7413*** | 0.1793*** | 96.11% |
| Royaume-Uni | -8.4152*** | 0.2329*** | 93.59% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Table A-6. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés développés pour toute la période.

| FNB | Intercept | SPY | R2 adj. |
|-------------|------------------|------------|----------------|
| Australie | -10.2796*** | 0.2747*** | 80.94% |
| Autriche | -28.5577*** | 0.4812*** | 90.28% |
| Belgique | -18.1143*** | 0.3200*** | 84.39% |
| Canada | -5.5357*** | 0.2573*** | 60.72% |
| France | -12.5642*** | 0.3530*** | 91.16% |
| Allemagne | -12.7696*** | 0.3144*** | 78.58% |
| Italie | -15.6438*** | 0.3578*** | 82.95% |
| Japon | -0.6674*** | 0.1079*** | 78.41% |
| Pays-Bas | -12.9737*** | 0.3039*** | 93.10% |
| Singapour | -3.8389*** | 0.1202*** | 64.13% |
| Espagne | -15.4691*** | 0.5246*** | 65.95% |
| Suède | -15.4929*** | 0.3510*** | 91.07% |
| Suisse | -2.0397*** | 0.2011*** | 77.98% |
| Royaume-Uni | -8.1111*** | 0.2358*** | 92.33% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Table A-7. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés émergents pour la période avant-crise.

| FNB | Intercept | SPY | R2 adj. |
|----------------|------------------|------------|----------------|
| Brésil | -78.5399*** | 0.9663*** | 92.99% |
| Hong-Kong | -4.4398*** | 0.1532*** | 95.77% |
| Malaisie | -81.2320*** | 1.0064*** | 97.96% |
| Mexique | -81.2320*** | 1.0064*** | 97.96% |
| Corée du Sud | -50.7065*** | 0.7806*** | 88.06% |
| Afrique du Sud | -48.0433*** | 0.8112*** | 85.22% |
| Taiwan | 0.4929*** | 0.1030*** | 88.15% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Table A-8. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés émergents pour la période après-crise.

| FNB | Intercept | SPY | R2 adj. |
|----------------|------------------|------------|----------------|
| Brésil | -10.9899*** | 0.6789*** | 65.71% |
| Hong-Kong | -2.1074*** | 0.1598*** | 86.69% |
| Malaisie | 1.367*** | 0.0798*** | 75.22% |
| Mexique | -10.9237*** | 0.5221*** | 92.89% |
| Corée du Sud | -22.6529*** | 0.6242*** | 93.75% |
| Afrique du Sud | -2.8807*** | 0.5023*** | 84.68% |
| Taiwan | -3.1814*** | 0.14*** | 91.31% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Table A-9. Résultats des MCO de l'équation de cointégration pour les marchés développés pour toute la période.

| FNB | Intercept | SPY | R2 adj. |
|----------------|-------------|-----------|---------|
| Brésil | -20.6407*** | 0.6140*** | 23.34% |
| Hong-Kong | -2.0565*** | 0.1458*** | 65.01% |
| Malaisie | 0.3022*** | 0.0771*** | 39.06% |
| Mexique | -25.2646*** | 0.5866*** | 58.22% |
| Corée du Sud | -27.5216*** | 0.6237*** | 74.77% |
| Afrique du Sud | -12.0411*** | 0.5421*** | 64.88% |
| Taiwan | -2.1616*** | 0.1283*** | 87.89% |

(***), (**), (*) : Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement.

CONCLUSION

L'intégration des marchés financiers internationaux, les stratégies de diversification internationale, les corrélations entre les marchés boursiers et la contagion des crises financières sont parmi les thématiques les plus étudiées dans la littérature financière. Cependant, ces sujets sont toujours d'actualité et continuent de soulever plusieurs débats dans le milieu scientifique. En effet, plusieurs questions n'ont pas eu de réponses claires ou avaient des réponses évolutives ou même contradictoires. La présente thèse constitue un prolongement des études sur ces sujets et vise à les aborder en utilisant des instruments financiers nouvellement disponibles aux investisseurs. Plus concrètement, cette recherche a été consacrée à l'étude des co-mouvements des marchés financiers et les stratégies de diversification internationale en se servant de l'approche indicielle, précisément en utilisant les fonds négociés en bourse et les indices investissables.

Le premier essai a pour objectif de présenter exhaustivement les fonds négociés en bourse et d'étudier les caractéristiques des prix des iShares représentant trois stratégies d'investissement international, par les pays, par les secteurs industriels et par multinationales. Pour ce faire, deux modèles à facteurs avec différentes orthogonalisations ont été utilisés avec des données allant de la date de création de chaque iShares jusqu'au 31 décembre 2010.

L'objectif est d'étudier les prix des iShares de trois stratégies internationales afin de déterminer s'ils sont uniquement déterminés par le facteur fondamental qui est l'indice sous-jacent ou également déterminés par le facteur de risque non fondamental représenté par le marché américain. La compréhension de l'exposition aux risques de l'indice sous-jacent et du marché américain est essentielle non seulement pour identifier les facteurs de risque qui déterminent les prix des iShares, mais également pour étudier l'efficacité de la diversification internationale de ces derniers. De plus, les iShares peuvent être créés et rachetés sans restriction, les occasions d'arbitrage sont donc facilement exécutables et par conséquent, théoriquement, les prix des iShares devraient être influencés uniquement par le risque de l'indice sous-jacent et non pas par le risque du marché américain. Par contre, si les prix des

iShares sont fortement influencés par le risque du marché américain, nous pouvons affirmer que la persistance de la composante non-fondamentale dans les prix des iShares entrave l'efficacité de l'arbitrage international et diminue les gains de la diversification internationale.

Nos résultats indiquent que les rendements des iShares pays et des multinationales sont fortement influencés par le marché américain et ce, pour les deux modèles utilisés. Cependant, pour les iShares des secteurs globaux, quand l'effet du facteur de risque du marché américain est isolé par orthogonalisation, leurs variations sont principalement expliquées par leurs indices sous-jacents. Ce résultat démontre la supériorité des secteurs par rapport aux pays et aux multinationales dans les stratégies de diversification internationale par les fonds négociés en bourse.

Dans le deuxième papier, nous étudions l'équivalence de trois stratégies d'investissement international : par pays, par secteurs industriels et par régions géographiques en recourant aux indices investissables. Cette question a été étudiée selon deux approches méthodologiques différentes, à savoir le «mean variance spanning» et un test de cointégration multivarié. Les données de cette étude couvrent les indices mensuels investissables de MSCI et S&P et ce, pour la période 1994-2008.

Pour l'ensemble de la période d'étude, nos résultats suggèrent que les trois stratégies de diversification internationale par pays, par secteurs et par régions sont des stratégies indépendantes et efficaces. En effet, Les tests de cointégration ne fournissent aucune preuve de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries des prix des trois stratégies sur la période totale de l'échantillon, ce qui est cohérent avec les résultats du mean-variance spanning. Ainsi, un investisseur américain avec un portefeuille local composé de l'indice S&P 500 et des obligations gouvernementales, peut améliorer la performance de son portefeuille en incluant les trois stratégies simultanément.

Toutefois, en subdivisant la période d'étude en deux sous-périodes :1994-2000 et 2000-2008, les tests de cointégration ne fournissent aucune preuve de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries des prix des trois stratégies pendant la période entre 2000 et 2008. Par contre, entre 1994 et 2000, il existait une relation de cointégration. Ces résultats

suggèrent qu'il existait une relation linéaire entre les trois stratégies pendant la période 1994-2000 et qui a ensuite disparu pendant les années 2000. En somme, à partir des années 2000, la stratégie par régions s'est révélée concurrente aux deux autres stratégies traditionnelles par pays et par secteurs, stratégies qui ont perdu de leur efficacité pour la diversification internationale pendant cette même période.

Finalement, l'objectif du dernier papier est d'utiliser les FNB afin d'étudier les Co-mouvements entre le marché américain et 21 autres pays développés et émergents avant et après la crise financière des «subprimes» et d'apprécier l'impact sur la diversification internationale. Trois catégories principales de Co-mouvements sont analysées : les Co-mouvements à court terme tel qu'appréhendés par la contagion et par les corrélations dynamiques conditionnelles; les Co-mouvements à long terme appréhendés par la cointégration et enfin les Co-mouvements induits par la transmission des valeurs extrêmes.

Contrairement à la plupart des études sur les Co-mouvements des marchés internationaux, qui utilisent généralement des indices boursiers, cette étude utilise les séries de prix des fonds négociés en bourse dans le but de fournir des évidences empiriques sur l'ampleur réelle des possibilités de diversification internationale offertes aux investisseurs aux États-Unis. Notre étude fournit une analyse en profondeur des Co-mouvements entre les marchés boursiers en s'appuyant sur des techniques économétriques qui permettent d'illustrer la nature variable dans le temps des interdépendances entre les marchés et ce, à court et à long termes et au niveau des valeurs extrêmes.

Plusieurs études ont rapporté que les corrélations entre les marchés financiers augmentent quand la volatilité augmente (Solnik et al.,1996). Ainsi les bénéfices de la diversification internationale perdent de leur importance au moment où les gestionnaires de portefeuilles en ont le plus besoin. Nos résultats sur la base des données offertes par les iShares suggèrent que les bénéfices de la diversification internationale à court terme ont significativement diminué. En effet, l'ampleur de l'interdépendance à court terme, mesurée par des corrélations conditionnelles, a augmenté après la crise financière, comme en témoigne l'augmentation de la corrélation conditionnelle entre les rendements quotidiens des iShares. De plus, en utilisant les VaR à deux et quatre moments pour analyser les risques de pertes potentielles de deux

portefeuilles diversifiés internationalement pendant les périodes avant et après la crise financière, les résultats suggèrent que lorsque l'asymétrie et le kurtosis sont considérés comme des facteurs importants dans le calcul de la VaR ajustée, la VaR augmente considérablement par rapport à celle à deux moments. Cependant cette augmentation est beaucoup plus importante après la crise financière à cause de la grande volatilité pendant cette période ainsi que l'existence de valeurs extrêmes plus importantes. Les résultats par la VaR suggèrent que la diversification internationale après la crise financière a perdu énormément de son efficacité à cause des pertes potentielles qui ont considérablement augmenté.

Par contre, l'analyse de la contagion et des interdépendances à long terme suggèrent que la crise financière s'est transmise par un effet d'interdépendance et non de contagion. Ce résultat signifie que l'effet de la diversification internationale a diminué mais est toujours existant. Concernant l'interdépendance à long terme, nous constatons que l'intensité de la cointégration avec les États-Unis est différente d'un pays à un autre avant la crise, mais cette cointégration disparaît pour tous les pays après la crise, alors que les corrélations ont augmenté. Ce résultat signifie que l'effet de la diversification internationale à long terme est toujours existant et pertinent.

Nous pouvons ainsi conclure que pendant la crise financière des subprimes, les interdépendances à court terme, mesurées par les corrélations dynamiques et la VaR, entre le marché américain et les autres marchés financiers sous étude ont significativement augmenté de sorte que les bénéfices de la diversification internationale à court terme diminuent considérablement. Par contre, l'analyse de la contagion et de la cointégration démontre que malgré l'ampleur de la crise financière, la diversification internationale reste pertinente.

Les résultats de cette thèse suggèrent plusieurs avenues de recherches futures. Premièrement, il serait intéressant de comparer la performance des fonds négociés en bourse qui sont libellés en dollar américain avec la performance de l'investissement direct à l'étranger en tenant compte des taux de change. Deuxièmement, il serait intéressant de voir d'autres types de groupement régional à part les régions géographiques. Par exemple, étudier le potentiel de diversification dans plusieurs regroupements économiques mondiaux selon les

flux d'investissements ou les échanges commerciaux entre les pays. Cela exigerait de construire des indices qui respectent les critères de regroupement géographiques retenus. Finalement, il serait intéressant d'analyser empiriquement le cas de contagion pure et le cas de continuité d'interdépendances (contagion fondamentale) lors de la crise financière mondiale de 2007 afin d'explorer les mécanismes sous-jacents à la transmission des crises entre pays et de vérifier si le mécanisme de transmission international du choc est stable dans le temps. Cette analyse pourrait être menée sur un échantillon de plusieurs pays en tenant compte de trois variables : les indices boursiers comme étant un indicateur agrégé du marché financier, les taux de change comme étant un indicateur du marché de change et les «spread» sur les obligations souveraines comme étant le meilleur indicateur de perception du risque du pays par les investisseurs internationaux.

RÉFÉRENCES

- Abraham, A., Elan, D. et Marcus, A. 1993. « Does Sentiment Explain Closed-end Fund Discounts? Evidence from Bond Funds ». *Financial Review*, 28, No. 4, 607-616.
- Ahlgren, N., et Antell, J. 2002. « Testing for cointegration between international stock prices ». *Applied Financial Economics*, 12(12), 851-861.
- Ahn, D., Conrad, J., et Dittmar, R. F. 2003. « Risk adjustment and trading strategies ». *Review of Financial Studies* 16, 459-485.
- Alexander, C. 2001. « Market Models: A Guide to Data Analysis ». John Wiley & Sons, Ltd, Chichester.
- Atkinson, H. et Green, D. 2003. « Les fonds négociés en bourse », Éditions Transcontinental, Montréal.
- Baca, S.P., Garbe, B.L., et Weiss, R.A. 2000. « The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets ». *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, pp. 34-40.
- Bae, K.-H., Karyoli, G.A., et Stulz, R.M. 2003. « A new approach to measuring financial contagion ». *Review of Financial Studies* 16 (3), 717-763.
- Baele, L., Bekaert, G., et Inghelbrecht, K. 2010. « The determinants of stock and bond return comovements ». *The Review of Financial Studies*, 23(6), 2374.
- Barari, M., Lucey, B., et Voronkova, S. 2008. « Reassessing Co-Movements Among G7 Equity Markets: Evidence From iShares ». *Applied Financial Economics*, 18:863-877
- Bekaert, G. et Harvey, C. R. 1995. « Time-varying world market integration ». *Journal of Finance*, 50, 403-444.

- Bekaert, G., et Urias, M. 1996. « Diversification, integration and emerging market closed end Funds ». *Journal of Finance*, 51, 835-869.
- Bekaert, G., et Harvey, C. R. 1995. « Time-varying world market integration ». *Journal of Finance*, 50, 403-444.
- Bekaert, G., Hodrick, R., et Zhang, X. 2009. « International Stock Return Comovements ». *Journal of Finance*, 64, 2591-2626.
- Bordo, M. D., et Murshid, A. P. 2006. « Globalization and changing patterns in the international transmission of shocks in financial markets ». *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 655-674.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2004. « The rise in comovement across national stock markets: market integration or IT bubble? ». *Journal of Empirical Finance*, 11, 659-680.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2004b. « A latent factor model with global, country, and industry shocks for international stock returns ». *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 2002-23b.
- Brooks, R., et Del Negro, M. 2005. « Country versus region effects in international stock returns ». *Journal of Portfolio Management*, 31(4), 67-72.
- Calvo, G., et Mendoza, E. 2000. « Rational contagion and the globalization of securities market ». *Journal of International Economics* 51, 79-113.
- Cao, J. 2005. « International Diversification through iShares and Their Rivals ». *Working Paper*, University of Texas at Austin.
- Caramazza, L. A., Ricci, et Salgado, R. 2004. « International contagion in currency crises ». *Journal of International Money and Finance*, 23 :51-70,
- Cavaglia, S., Brightman, C. et Aked, M. 2000. « The Increasing Importance of Industry Factors ». *Financial Analysts Journal*, vol. 56, no. 5, pp. 41-54.

- Cavaglia, S., David, C., et Singer, B. 2001. « Risks of sector rotation strategies: Structuring global equity portfolios ». *Journal of Portfolio Management*, vol. 27, no. 4, pp. 35-44.
- Cavaglia, S., Dimitris, J., et Tsouderos, G. 2000. « Cross-Industry and Cross- Country International Equity Diversification ». *Journal of Investing*, Volume 9, Number 1, 65-72.
- Cavaglia, S., et Moroz, V. 2002. « Cross-industry, cross-country allocation ». *Financial Analysts Journal*, vol. 58, no. 6, pp. 78-97.
- Chan, K., Hameed, A. et Lau, S.R. 2003. « What if Trading Location is Different from Business Location? Evidence from the Jardine Group ». *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3 (June), pp. 1221-46.
- Chang, E., et Swales, G. S. 2003. «Do country-specific exchange-traded funds outperform closed-end country funds? ». Working Paper.
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., et Li, H. 2007. « Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets ». *Journal of International Money and Finance*, 26, 1206-1228.
- Chue, T.K. 2002. «Time-varying Risk Preferences and Emerging Markets Co-movements». *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, pp. 1053-72.
- Corsetti, G., Pericoli, M., et Sbracia, M. 2005. « Some contagion, some interdependence : More pitfalls in tests of financial contagion ». *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177-1199.
- Delcours, N. et Zhong, M. 2007. «On the Premiums of iShares », *Journal of Empirical Finance*, Vol. 14, No. 2 (March), pp. 168-95.
- Delcours, N., et Zhong, M. 2003. « On the Premiums and Discounts of iShares ». *Working Paper (University of South Alabama and University of Queensland)*.

- DeRoos, A., Nijman, A., et Werker, B.J.M. 2001. «Testing for mean-variance spanning with short sales constraints and transaction costs: The Case of Emerging Markets ». *Journal of Finance*, 56, 723-744.
- DeSantis, G., et Bruno, G. 1997. « International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk ». *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- Dornbusch, R., Park, Y. C., et Claessens, S. 2000. « Contagion: Understanding how it spreads ». *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
- Dungey, M., Fry, R., et González-Hermosillo, B., et Martin, V. L. 2007. « Contagion in global equity markets in 1998 : The effects of the russian and LTCM crises ». *North American Journal of Economics and Finance*, 18(2), 155
- Durand, R. B. et Scott, D. 2003. «iShares Australia: A Clinical Study in International Behavioral Finance». *International Review of Financial Analysis* 12, 223-239.
- Edwards, S., Biscarri, J.G., et De Gracia, F.P. 2003. « Stock market cycles, financial liberalization and volatility ». *Journal of International Money and Finance* 22, 925-955.
- Ehling, P., et Ramos, S.B. 2006. « Geographic versus industry diversification: Constraints matter ». *Journal of Empirical Finance* 13, 396-416.
- Engle, R.E. 2002. « Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models ». *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339e350.
- Engle, R.E., et Kroner, K.F. 1995. « Multivariate simultaneous generalized ARCH ». *Econometric Theory*, 11, 122e150.
- Engle, R.F., et Granger, C.W.J. 1987. « Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing ». *Econometrica* 55, 251-276.
- Erb, C., Harvey, C., et Viskantas, T. 1994. « Forecasting international correlation ». *Financial Analysts Journal*, 50(6), 32-45.

- Errunza, V., Hogan, K., et Hung, M.-W., 1999. «Can the gains from international diversification be achieved without trading abroad? ». *Journal of Finance* 54, 2075–2107.
- Ferson, W., Foerster, S. R., et Keim, D. B. 1993. « General tests of latent variable models and mean-variance spanning ». *Journal of Finance*, 48, 131-156.
- Flavin, T.J. 2004. « The effect of the Euro on country versus industry portfolio diversification ». *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, no. 7-8, pp. 1137-1158.
- Forbes, K. J., et Rigobon, R. 2002. « No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements ». *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Frino, A., et Gallagher, D. 2001. «Tracking S&P 500 Index Funds ». *The Journal of Portfolio Management*, v.28, no.1, pp.44-45.
- Froot, K.A. et Dabora, E.M. 1999. «How Are Stock Prices Affected by the Location of Trade? ». *Journal of Financial Economics*, Vol. 53, No. 2 (August), pp. 189–216.
- Galati, G., et Tsatsaronis, K. 2001. « The impact of the Euro on Europe's financial markets ». BIS Working Paper 100.
- Gastineau, G.I. 2001. «Exchange-Traded Funds: An Introduction », *Journal of Portfolio Management*, 27, 88-96.
- Granger, CW 1983. « Cointegrating Variables and Error Correcting Models ». *Discussion Paper 83-13*, San Diego: University of California, San Diego.
- Griffin, J.M. et Karolyi, G.A. 1998, « Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies ». *Journal of Financial Economics*, vol. 50, no. 3, pp. 351-373.
- Grubel, G.H. 1968. « Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows ». *American Economic Review*. 58, 1299–1314.,

- Grubel, G.H., 1968. «Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows ». *American Economic Review*. 58, 1299–1314.
- Haile, F., et Pozo, S. 2008. « Currency crisis contagion and the identification of transmission channels ». *International Review of Economics and Finance*, 17, 572–588.
- Hakkio, C.S., et Rush, M. 1991. « Cointegration: How Short Is the Long Run? ». *Journal of International Money and Finance* 10: 571–581.
- Haley, J.D. 1993. « A Cointegration Analysis of the Relationship between Underwriting Margins and Interest Rates: 1930–1989 ». *Journal of Risk and Insurance* 60 (3): 480–493.
- Haley, J.D. 2007. « Further Considerations of Underwriting Margins, Interest Rates, Stability, Stationarity, Cointegration, and Time Trends ». *Journal of Insurance Issues* 30 (1) (Spring): 62–75.
- Hamao, Y., Masulis, R., et Ng, V. 1990. « Correlations in price changes and volatility across international stock markets ». *Review of Financial Studies*, 3, 281–308.
- Hansen, H. et Johansen, S. 1999. « Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR Models ». *Econometrics Journal* 2, 306–333.
- Hargis, K., et Mei, J. 2006. « Is country diversification better than industry diversification? ». *European Financial Management*, vol. 12, no. 3, pp. 319–340.
- Harper, T. J., Madura, J., et Schnusenberg, O. 2003. « Performance Comparison Between Exchange Traded Funds and Closed-End Country Funds ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 16, No. 2, pp. 104–122.
- Harvey, C.R. 1991. «The World Price of Covariance Risk ». *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 111–57.
- Heston, S.L., et Rouwenhorst, K.G. 1994. « Does industrial structure explain the benefits of international diversification? ». *Journal of Financial Economics* 36, 3–27.

- Heston, S.L., et Rouwenhorst, K.G. 1995. « Industry and country effects in international stock returns ». *Journal of Portfolio Management*, 53-58.
- Huberman, G., et Kandel, K. 1987. « Mean-variance spanning ». *Journal of Finance* 42, 873-888.
- Jacquillat, B., et Solnik, B. 1978. «Multinationals are poor tools for diversification ». *Journal of Portfolio Management*, 4, 8-12.
- Jagannathan, R., Skoulakis, G., et Wang, Z., 2003. « Analysis of large cross sections of security returns». in: Y. Ait-Sahalia and L. Hansen, (Eds.), *Handbook of Financial Econometrics*.
- Ji, P., et In F. 2010. « The impact of the global financial crisis on the cross-currency linkage of LIBOR-OIS spreads». *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 20(5), 575-589.
- Jiang, C. X., 1998. «Diversification with American Depository Receipts: The dynamics and the pricing factors ». *Journal of Business Finance Accounting*, 25, 5&6.
- Jianguo, C., Bennett, A., et Ting, Z. 2006 « Sector effects in developed vs. emerging markets ». *Financial Analysts Journal*, vol. 62, no. 6, pp. 40-51.
- Johansen, S. 1988. « Statistical Analysis of Cointegrating Vectors ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S., et Juselius, K. 1990. « Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration with Application to the Demand for Money ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-209.
- Jorion, P. 1990. «The Exchange-rate Exposure of US Multinationals ». *Journal of Business*, Vol. 63, pp. 331-45.
- Jorion, P. 1991. «The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 26, pp. 363-76.

- Kee-Hong Bae, Karolyi, G. A., et Stulz, R. M. 2003. « A new approach to measuring financial contagion ». *The Review of Financial Studies*, 16(3), 717-763.
- King, M. A., et Wadhwani, S. 1990. « Transmission of volatility between stock markets ». *Review of Financial Studies*, 3, 5-33.
- King, M., Sentana, E., et Wadhwani, S. 1994. « Volatility and links between national stock markets ». *Econometrica (1986-1998)*, 62(4), 901-901.
- Korkie, R.M., et Turtle, H. J. 2002. « What's a Portfolio Manager Worth? ». *The Journal of Portfolio Management*, pp. 65-73, Winter 2002.
- Kostovetsky, L. 2003. « Index Mutual Funds and Exchange-Traded Funds: A Comparison of Two Methods of Passive Investment ». *Journal of Portfolio Management*, 29(4): 80-92.
- L'Her, J. F., Oumar, S., et Tnani, Y. M. 2002. « Country, industry, and risk factor loadings in portfolio management ». *Journal of Portfolio Management*, 28, 70-9.
- Larsen, G., et Resnick, B. 1998. « Empirical insights on indexing ». *The Journal of Portfolio Management*, vol. 25, no. 1, pp. 51-60.
- Lee, B., et Hong, G. 2002. « On the Dual Characteristics of Closed-end Country Funds ». *Journal of International Money and Finance*, 21, 589-618.
- Lee, C., Shleifer, A., et Thaler, R. 1991. « Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle ». *Journal of Finance*, 46, 75-110.
- Lee, S.B., et Kim, K.J. 1993. « Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements Among National Stock Markets? ». *Review of Financial Economics*, 3, 89-102.
- Lessard, D. 1974. « World, National, and Industry Factors in Equity Returns ». *Journal of Finance*. Vol. 29, no. 3 (May): 379-391.

- Lessard, D. 1976. « World, Country, and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification ». *Financial Analysts Journal*. Vol. 32, no. 1 (January/February): 32-38.
- Levy, H., et Sarnat, M. 1970. « International diversification of investment portfolio. ». *American Economic Review*, 60, 668-675.
- Longin, F. et Solnik, B. 1995. « Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? ». *Journal of International Money and Finance*, 14, 3–26.
- Longin, F., et Solnik, B., 2001. « Extreme correlations of international equity markets ». *The Journal of Finance* 56, 649–676.
- Malkiel B., 1977. «The Valuation of Closed-end Investment-company Shares ». *Journal of Finance*, XXXII, 847-859.
- Michel, A., et Shaked, I. 1986. «Multinational corporations vs. domestic corporations: Financial performance and characteristics ». *Journal of International Business Studies*, 17(3), 89–101.
- Miffre, J. 2004. «Country-specific ETFs: an efficient approach to global asset allocation ». Working Paper.
- Mishra, C. S., et Gobeli, D. H. 1998. «Managerial incentives, internalization, and market valuation of multinational firms ». *Journal of International Business Studies*, 29(3), 583-597.
- Moerman, G. A. (2008). « Diversification in Euro area stock markets: Country versus industry». *Journal of International Money and Finance*, 27(7), 1122-1134.
- Olienik, J. P., Schwebach, R. G. et Zumwalt, J. K. 1999. «WEBS, SPDRs, and country funds: an analysis of international cointegration ». *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 217–32.
- Panton, D.B., Lessig, V.P., et Joy, O.M. 1976. « Comovement of international equity markets: A taxonomic approach ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 11, no. 3, pp. 415-432.

- Pennathur, A. K., Delcours, N. et Anderson, D. 2002. « Diversification benefits of ishares and closed-end country funds ». *The Journal of Financial Research*, 25, 541–57.
- Phengpis, C., et Peggy, E. S. 2011. « Optimization, cointegration and diversification gains from international portfolios: An out-of-sample analysis ». *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 36(2), 269-286.
- Phengpis, C., et Swanson, P. E. 2004. « Increasing input information and realistically measuring potential diversification gains from international portfolio investments ». *Global Finance Journal*, 15, 197–17.
- Phengpis, C., et Swanson, P. E. 2009. « iShares and the US market risk exposure ». *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(7), 972.
- Phillips, P.C.B., et Perron, P. 1988. « Testing for a Unit Root in Time Series Regression ». *Biometrika* 75, 335–346.
- Phylaktis, K., et Xia, L. 2006. « The changing roles of industry and country effects in the global equity markets ». *The European Journal of Finance*, 12(8), 627-627.
- Pontiff, J. 1997. « Excess Volatility and Closed-end Funds ». *American Economic Review*, 87, 155-169.
- Pope, F. P., et Yadav, P. K. 1994. « Discovering Errors in Tracking Error ». *The Journal of Portfolio Management*, v.20, no.2, pp.27-32.
- Poterba, J., et Shoven, J. 2002. « Exchange Traded Funds: A new investment option for taxable investors ». *American Economic Review*, 92, 422-427.
- Roll, R. 1992. « Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices ». *Journal of Finance* 47:3-42.
- Roll, R. 1992. « A Mean/Variance Analysis of Tracking Error ». *The Journal of Portfolio Management*, v.18, no.4, pp.13-22.

- Rouwenhorst, K.G., 1999. « European equity markets and the EMU ». *Financial Analysts Journal* 55, 57-64.
- Rowland, P.F., et Tesar, L.L. 2004. « Multinationals and the gains from international diversification ». *Review of economic dynamics*. 7, 78-826.
- Russell, J. W. 1998. « International diversification fallacy of exchange-listed securities ». *Financial Service Review*, 7, 95-106.
- Schwebach, R. G., Olienyk, J. P., et Zumwalt, J. K. 2002. « The impact of financial crisis on international diversification ». *Global Finance Journal*, 13, 147-61.
- Senchack, A.J., et Beedles, W.L. 1980. «Is indirect international diversification desirable? ». *Journal of Portfolio Management* 6, 49-57.
- Serra, A.P. 2000. « Country and industry factors in returns: Evidence from emerging markets' stocks ». *Emerging Markets Review*, vol. 1, no. 2, pp. 127-151.
- Sheng, H.-C., et Tu, A. H. 2000. « A Study of Cointegration and Variance Decomposition among National Equity Indices before and During the Period of the Asian Financial Crisis ». *Journal of Multinational Financial Management* 10(3-4): 345-365.
- Shiller, R.J. 1984. «Stock Prices and Social Dynamics, Brookings ». *Papers on Economic Activity*, 457-498.
- Shin, S., et Soydemir, G. 2010. «Exchange-traded funds, persistence in tracking errors and information dissemination». *Journal of Multinational Financial Management*, 20(4-5), 214-234.
- Solnik, B. 1974. «Why not diversify internationally? ». *Financial Analysts Journal*, 20, 48-54.
- Solnik, B. 1988. «International Investments ». Addison-Wesley Publishing, Reading, MA.
- Solnik, B., Boucrelle, C., et Le Fur, Y. 1996. « International market correlation and volatility ». *Financial Analysis Journal*, 52 (5), 17-34.

- Solnik, B.H. 1977. «Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views ». *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 503–12.
- Soriano, P., et Climent, F. 2006. « Region vs. industry effects and volatility transmission ». *Financial Analysts Journal*, 62(6), 52-64.
- Taylor, A. 2005. «Discussion of Risk Exposures and International Diversification: Evidence from iShares ». *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 3&4 (April/May), pp. 773–76.
- Tsai, P.J., et Swanson, P.E. 2009. «The comparative role of iShares and country funds in internationally diversified portfolios ». *Journal of Economics and Business*, 61 (9), 472–494.
- Tse, Y., et Martinez, V. 2007. «Price Discovery and Informational Efficiency of International iShares Funds ». *Global Finance Journal*, Vol. 18, No. 1, pp. 1–15.
- Wang, C., Lee, C., et Huang, B. 2003. « An analysis of industry and country effects in global stock returns: Evidence from Asian countries and the U.S ». *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 43, no. 3, pp. 560-577.
- Watson, J. 1980. « The Stationarity of inter-country correlation coefficients: a note ». *Journal of Business Finance and Accounting*, 7, 297–303.
- Zhong, M. et Yang, H. 2005. «Risk Exposures and International Diversification: Evidence from iShares». *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 3&4 (April/May), pp. 737–71.